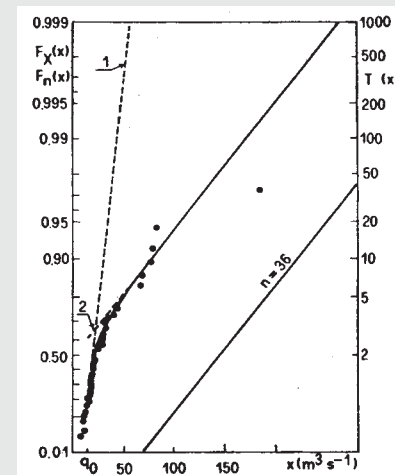
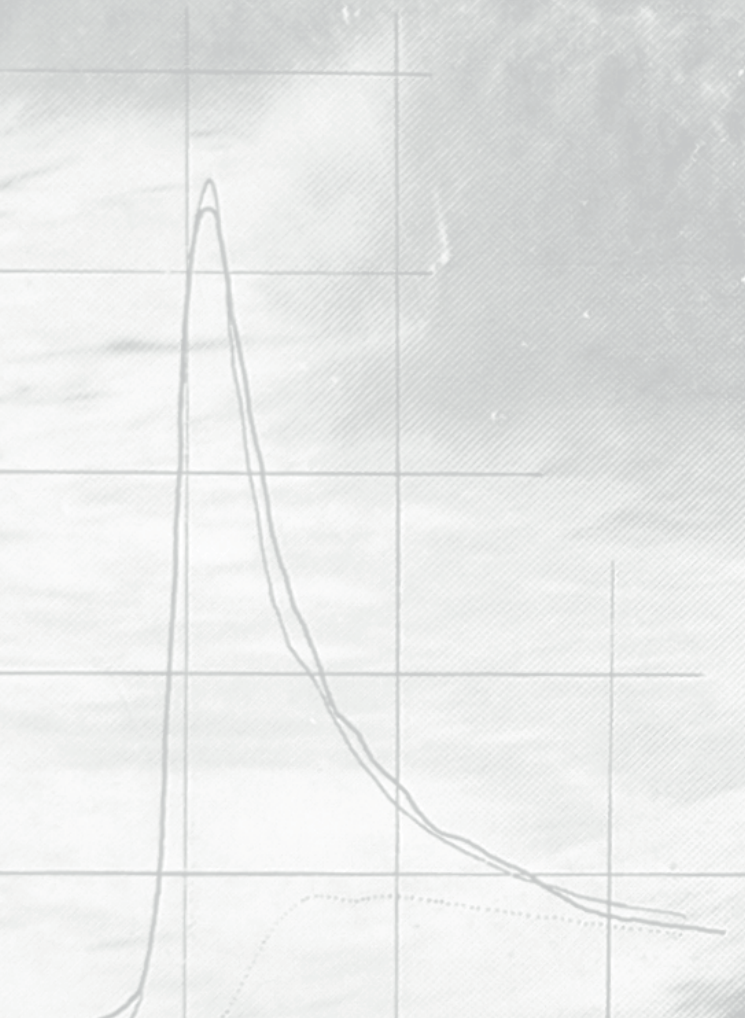
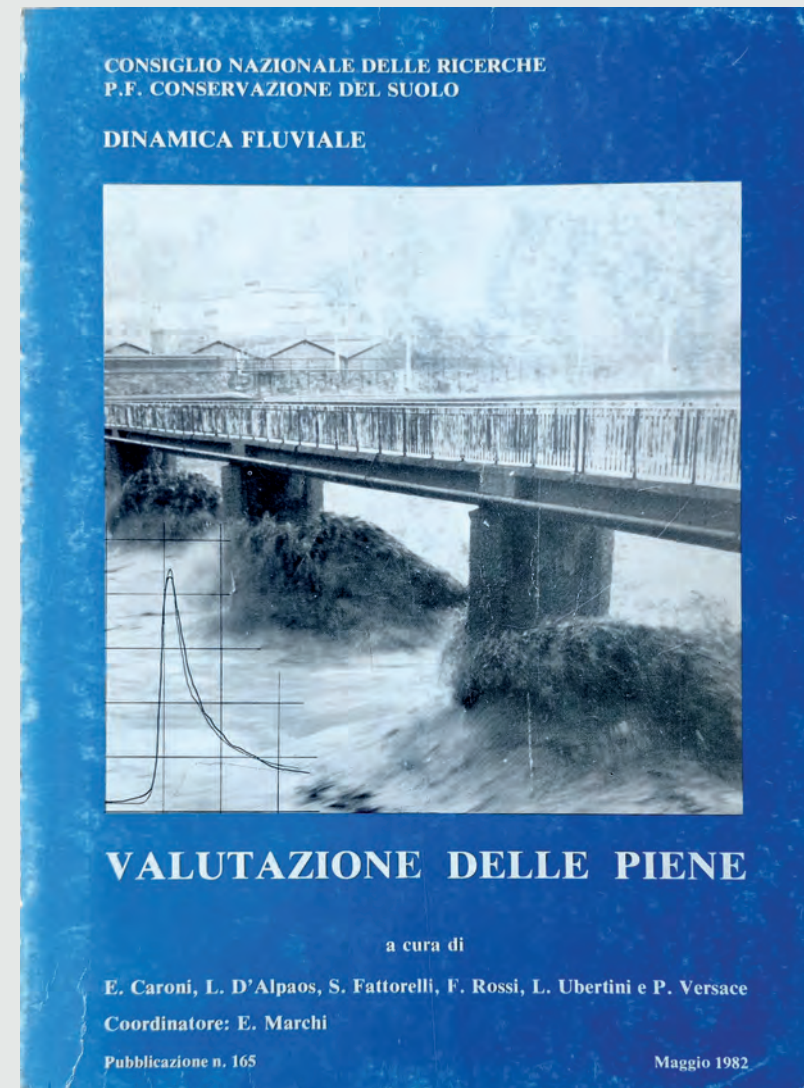


.. in base all'analisi di una singola serie di dati la scelta del modello probabilistico è assai incerta, perché è difficile valutare se valori elevati dell'asimmetria o di  $F_n[x_{(n)}]$  siano significativi o dovuti solo a scarto di campionatura. Nel caso poi che si rifiuti il modello di Gumbel, e quindi si ricorra a un modello a maggior numero di parametri, la stima di questi risulta ancora più incerta. In altri termini la valutazione delle portate di piena  $x_T$  corrispondente a periodi di ritorno  $T$  elevati viene a dipendere fortemente da valori della portata osservati durante eventi di piena molto rari.

... ne deriva la grande importanza di analisi regionali, che utilizzino in maniera ottimale l'informazione ottenuta dai dati idrometrici e pluviometrici disponibili nella regione considerata; non solo per valutare  $x_T$  nelle sezioni in cui manchino i dati idrometrici, ma anche per ridurre l'incertezza nella stima di  $x_T$  nelle sezioni dove da tempo è stata installata una stazione idrometrica.

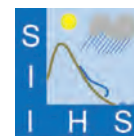


Ricordando Fabio Rossi Quarant'anni di TCEV



# Ricordando Fabio Rossi

Quarant'anni di TCEV



GIORNATE DELL'IDROLOGIA DELLA SOCIETÀ IDROLOGICA ITALIANA  
Napoli, Settembre 2021







Alla cena sociale del Convegno di Ancona, con Fabio sedevamo vicini e scherzavamo, ripensando al passato. Ci ricordammo che il lavoro sulla TCEV ("Criteria e metodi per l'analisi statistica delle piene"), fatto per Marchi, stava per compiere quaranta anni e decidemmo di fare una bella festa di compleanno, invitando un po' di amici a passare una mezza giornata insieme per parlare del bel tempo andato. Discutemmo di varie cose: chi invitare, se fare qualche gadget, se ristampare il lavoro e così via. Fu una piacevole serata!

Ora sappiamo tutti che la festa non si farà più. Senza Fabio non avrebbe alcun significato. La ricorrenza dei 40 anni merita, però, un ricordo che accomuni Fabio e questa vecchia pubblicazione. Da qui l'idea della ristampa del volume del 1982 "La valutazione delle Piene in Italia", nel quale compare, tra gli altri, il lavoro Criteria e metodi. Forse è un modo giusto per onorare Fabio Rossi, ricordando uno dei tanti doni che ha voluto fare alla comunità scientifica idrologica e idraulica.

Il volume fu voluto da Enrico Marchi come punto di sintesi di una parte della grande attività svolta dal Progetto Finalizzato "Conservazione del suolo", che, negli anni 70, attraverso importanti finanziamenti, diede una svolta decisiva allo sviluppo di studi e ricerche nel settore della difesa del suolo e aprì la strada all'imponente lavoro realizzato, negli anni successivi, dal GNDCI di Lucio Ubertini.

Fu un periodo di grande espansione. Crebbe il numero e la qualità scientifica delle ricerche sul rischio idrogeologico. Tanti colleghi che ora sono un riferimento per la comunità scientifica internazionale, iniziarono la loro formazione proprio in quel periodo, con il Progetto Finalizzato e con il GNDCI. Crebbe, di riflesso, anche il livello di competenza della pubblica amministrazione. Quegli anni, dalla metà degli anni 70 alla metà degli anni 90, furono speciali e modificarono profondamente il grado di conoscenza in questo importante settore.

Il volume sulla Valutazione delle piene in Italia, con i cinque capitoli che lo compongono, è uno spaccato che rappresenta compiutamente quella realtà in divenire e offre un'immagine efficace del cammino fatto, mostrando le strade che si stavano aprendo e che sarebbero state percorse, con successo, negli anni successivi.

Gli occhi sono quelli di 40 anni fa e quindi ci sono limiti che con il senno di poi appaiono palesi. Tante cose che ora sono chiare e inconfutabili erano allora vaghe e se ne intravedevano solo i contorni.

L'articolo Criteria e metodi scritto con Fabio non sfugge a questa regola. All'epoca l'approccio largamente prevalente, accanto alle procedure pseudo deterministiche delle formule empiriche, dei casi critici, delle curve inviluppo, mostrava un crescente ricorso ai metodi statistici, soprattutto al modello di Gumbel e al metodo dei momenti per la stima dei parametri. Dopo di allora, grazie al progetto VAPI del GNDCI, peraltro ampiamente recepito dall'indirizzo espresso dal DPCM del 29.9.98, molte cose sono cambiate, andando nella direzione che quell'articolo indicava, anche se in modo talora embrionale.

Basti pensare che la TCEV era indicata solo come modello poissoniano a doppia componente, non aveva ancora il suo nome.

Lo avrebbe avuto qualche anno dopo, quando si affacciò a livello internazionale con un articolo su WRR al quale diede il suo apporto Mauro Fiorentino che, nel frattempo, si era unito al gruppo.

Le tecniche di regionalizzazione sono appena abbozzate, ma la struttura del modello è pienamente definita ed emerge, con chiarezza, l'idea di quello che sarà il progetto VAPI.

Appare, inoltre, opportunamente evidenziata l'importanza dei valori "straordinari" e la necessità di adottare misure particolarmente cautelative nella progettazione idraulica nelle zone indicate "a elevato rischio idrologico". Si fornirono, così, con grande anticipo spunti utili per lo sviluppo dell'idrologia dei cambiamenti climatici.

Ci sono tanti altri aspetti interessanti, ma ci sono anche idee che oggi paiono superate dai tempi. Al lettore interessato il piacere di ritrovare gli uni e le altre.

Questo lavoro richiama alla mia memoria e, mi piace immaginare, anche a quella di Fabio, un periodo felice, quando si costruiva e si consolidava, con entusiasmo e fiducia, la vita futura, basata sulla famiglia, sugli affetti, le amicizie, le relazioni, ma nella quale il lavoro, la ricerca, la formazione avrebbero avuto un ruolo determinante.

Riandando a quegli anni e alla faticosa scrittura di Criteri e metodi la mente va alle lunghe, intense giornate trascorse a leggere e a rileggere il testo, a discutere sui cambiamenti da apportare, sull'architettura complessiva della memoria, sui contenuti dei vari paragrafi, sulle formule, sulle figure, sulle tabelle, sul lessico e sulla punteggiatura. Si discuteva dei nuovi articoli letti, analizzandoli pezzo per pezzo, scomponendo gli algoritmi proposti, valutando i risultati numerici. Il tutto era metabolizzato e ne derivava una nuova versione, da ribattere con la indimenticabile IBM Selectric a testine rotanti. Nuova rilettura, nuova correzione, e così via per circa un paio d'anni. Un inno alla lentezza e alla inefficienza produttiva. H-index piatto.

Le cose sono cambiate come è giusto che accada. Non è detto che sia meglio o sia peggio, è solo diverso. Indietro non si torna, non avrebbe senso. A me resta il piacere di quelle lunghe discussioni, in cui non si parlava solo di lavoro, ma anche di famiglia, di politica, di viaggi, scaldando un caffè già fatto, con grande attenzione per evitare che bollisse. Ma si lavorava molto e si dibatteva, si litigava, si polemizzava e Fabio si incaponiva, perdeva la pazienza, ma soprattutto trovava le soluzioni che rendevano banale un nodo sul quale ci eravamo a lungo impantanati. Sono ricordi che il tempo non cancella.

Credo che il legame tra Fabio e quel vecchio lavoro sia fortissimo e mi è sembrato bello ricordare, con questa ristampa, la sua grande persona a tutti quelli che lo stimano e gli hanno voluto bene.

L'occasione è quella delle Giornate dell'Idrologia della Società Idrologica Italiana che nel 2016 lo nominò socio onorario, dandogli un riconoscimento meritato che lo rese davvero felice.

29 settembre 2021

LINO VERSACE

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
P.F. CONSERVAZIONE DEL SUOLO  
DINAMICA FLUVIALE

V A L U T A Z I O N E D E L L E P I E N E

Premessa . . . . .	E.Marchi
A - I metodi empirici per la valutazione delle portate . . . . .	E.Caroni
B - Criteri e metodi per l'analisi statistica delle piene . . . . .	F.Rossi e P.Versace
C - Modelli concettuali nella trasformazione afflussi-deflussi dei fenomeni di piena ..	L.D'Alpaos
D - Modelli stocastici di trasformazione afflussi-deflussi . . . . .	L.Ubertini
E - Modelli deterministici di bacino . . .	S.Fattorelli



## P R E M E S S A

Nell'ambito del progetto finalizzato "Conservazione del Suolo" del CNR il settore di ricerca "dinamica fluviale" è orientato principalmente all'analisi e alla verifica sperimentale delle leggi di trasferimento piogge-portate nei bacini elementari e allo studio dei fenomeni di trasporto solido. Lo scopo finale, del primo tema in particolare, è evidentemente quello di migliorare le possibilità di previsione e di valutazione delle portate di piena dei corsi d'acqua naturali. Si tratta di un problema la cui importanza è andata crescendo con lo sviluppo economico del Paese, sia perchè sono diventati enormemente più gravi i danni delle alluvioni su aree urbane o industriali attrezzate, sia perchè aumenta costantemente il numero delle opere e la qualità degli interventi in alveo che sono richiesti per far fronte alle esigenze delle comunicazioni, dell'edilizia e di ampliamento degli spazi territoriali.

Il grado di rischio delle opere idrauliche può essere contenuto entro i limiti di sicurezza e di economicità che sono correlati alle caratteristiche del territorio, del corso d'acqua e dell'opera stessa soltanto perfezionando la valutazione delle piene in modo tale da poter pervenire, caso per caso, ad una affidabile e razionale "portata di progetto".

In questa direzione riteniamo che il sottoprogetto "dinamica fluviale" possa svolgere un'opera utile presentando una ricapitolazione critica dei differenti metodi esistenti per valutare le piene: in una forma però che non sia soltanto la esposizione divulgativa dei procedimenti e delle fonti principali da cui essi derivano ma si arricchisca anche dei contributi di originalità e di esperienza promossi dall'attività del progetto stesso.

L'argomento è stato suddiviso in cinque capitoli, affidati a diversi autori, che hanno svolto ciascuno il proprio tema con un coordinamento quasi del tutto spontaneo. Qualche parziale ripetizione nelle motivazioni con cui ogni capitolo viene introdotto è stata volutamente lasciata perchè illustra, sotto differenti sfaccettature, l'interesse e la finalità di questo studio. Nell'ordine di presentazione, scelto sulla base di una possibile concatenazione dei temi, i contributi si possono riassumere come segue.

Nel primo capitolo (A), curato da Elpidio Caroni dell'IRPI-CNR di Torino, viene esposto un ampio panorama dei metodi empirici per la valutazione delle piene. Attraverso sistematiche verifiche sono messi in evidenza i limiti di applicabilità dei diversi procedimenti e viene proposto un criterio di scelta tra le formule empiriche per una loro conveniente utilizzazione nell'ambiente idrologico italiano.



Il secondo capitolo (B), scritto in collaborazione da Fabio Rossi dell'Università di Napoli e da Pasquale Versace dell'Università della Calabria, è dedicato ai metodi e ai criteri per l'analisi statistica delle piene. Oltre ad una rassegna critica dei processi statistici attuali, sono riportate in questo capitolo diverse applicazioni dei metodi all'analisi di serie di dati idrologici, e particolarmente di analisi regionale, e viene illustrata, anche con esempi, la proposta di affinamento di un modello dello poissoniano modificato con l'introduzione di una miscela di due componenti esponenziali.

Nel terzo capitolo (C), curato da Luigi D'Alpaos dell'Università di Padova, viene trattato il problema dei modelli concettuali impiegati nella trasformazione afflussi-deflussi dei fenomeni di piena. Sono analizzati gli effetti di non linearità ed i metodi proposti per la loro simulazione. Lo studio è completato da osservazioni critiche sulla scelta dei modelli e del loro livello di sofisticazione, e sulla possibilità di impiego anche di semplici modelli lineari purchè gli effetti di non linearità si mettano in conto nella valutazione degli afflussi efficaci.

Nel quarto capitolo (D), curato da Lucio Ubertini dell'Università di Perugia e direttore dell'IRPI-CNR della stessa città, sono illustrati i modelli stocastici della trasformazione afflussi-deflussi. L'accento è posto soprattutto sui metodi di previsione delle portate con un assegnato tempo di anticipo. Ampio spazio è riservato all'esposizione delle applicazioni svolte nell'ambito del progetto finalizzato ed al confronto, in particolare sul fiume Sieve, dei risultati di simulazione ottenuti con differenti modelli multipli a più ingressi.

Infine il quinto capitolo (E), scritto da Sergio Fattorelli dell'Università di Padova, tratta l'argomento dei modelli deterministici di bacino, ossia dei modelli capaci di riprodurre l'intero ciclo idrologico quantificando l'influenza sui deflussi dei diversi fattori caratterizzanti la natura e la morfologia del bacino in relazione con gli afflussi noti. Vengono illustrati i principali tipi di modello, i criteri di guida per la loro scelta e le possibilità di impiego nei bacini italiani, richiamando le esperienze applicative fatte sui bacini del Sarca di Campiglio e del Boite nell'ambito del progetto "Conservazione del Suolo".

Nel loro complesso, tutti i lavori riportati in questo quaderno sviluppano i temi dell'informazione idrologica ad un livello avanzato, ma si raccomandano anche ai non specialisti della materia per la concisione e la chiarezza espositiva e possono svolgere, a mio parere, un'azione veramente promozionale di introduzione ad una migliore conoscenza dei criteri e dei metodi per la valutazione delle piene.

ENRICO MARCHI

# I METODI EMPIRICI PER LA VALUTAZIONE DELLE PORTATE DI PIENA

Elpidio CARONI

Consiglio Nazionale delle Ricerche

Istituto di Ricerca per la Protezione Idrogeologica nel Bacino Padano

Torino

## Sommario

Introduzione	A 2
Metodi considerati	
Caratteristiche degli esempi numerici e simbologia adottata	A 4
Metodi empirici: di inviluppo	A 6
di "interpolazione" per assegnato tempo di ritorno	A 16
razionali	A 22
Considerazioni per un'analisi critica dei metodi esposti	
Indagini sui singoli metodi	A 29
Alcuni criteri di scelta fra i metodi	A 39
Altri metodi	
Un esempio di applicazione dell'idrogramma unitario sintetico	A 42
Un particolare parametro morfologico: la larghezza della sezione	A 44
Una cartografia delle piene	A 45
Indagini regionali	A 47
Riepilogo sulla applicazione dei metodi	A 48

## EMPIRICAL METHODS OF FLOOD ESTIMATION

### Contents

Introduction	A 2
A review of methods	
Data for the numerical examples and notation	A 4
Empirical methods of flood estimation: methods and formulas	
used to compute maximum discharge	A 6
discharge at a given return period	A 16
rational methods	A 22
Critical notes on the presented methods	
Characteristics of each method	A 29
Comparisons and selecting criteria	A 39
Other methods	
An application of synthetic unit graphs	A 42
Channel wideness versus discharge	A 44
Flood mapping: an example	A 45
Regional analyses	A 47
Conclusions	A 48

## I METODI EMPIRICI PER LA VALUTAZIONE DELLE PORTATE DI PIENA

Elpidio CARONI

Consiglio Nazionale delle Ricerche

Istituto di Ricerca per la Protezione Idrogeologica nel Bacino Padano

Via Vassalli Eandi, 18 - 10138 TORINO

### A.1. - INTRODUZIONE

Il problema della attribuzione di un valore di portata temibile ad una sezione di un corso d'acqua ha ricevuto numerose formulazioni e risposte. A partire dalla metà del secolo scorso, lo sviluppo di nuove metodologie ha conosciuto un cammino senza sosta determinato dal crescere degli interessi per lo sfruttamento delle risorse idriche e idroelettriche, sollecitato dalle richieste di protezione degli insediamenti antropici e delle relative infrastrutture, condizionato dal tipo, dal numero e dall'accuratezza delle misurazioni disponibili, ed infine legato agli sviluppi della scienza e, recentemente, all'introduzione del calcolo automatico con l'impiego degli elaboratori elettronici.

In questo processo gran parte hanno avuto, ed hanno tuttora, almeno per il grande numero di formule e metodi presentati e per la loro diffusione nella pratica professionale, i così detti metodi empirici. Tali metodi sono basati essenzialmente sulla assunzione di una analogia di comportamento fra i bacini idrografici; note le portate di piena in alcune sezioni, se ne propone una estrapolazione ad altre sezioni degli stessi o anche di altri bacini confidando nella loro "somiglianza", supposta reale a meno di una dipendenza nota da alcuni parametri di facile misura o reperimento.

L'applicazione di questi metodi è possibile prescindendo sia da particolari conoscenze sulla dinamica della formazione dei deflussi di piena a partire dalle piogge nel corso d'acqua oggetto di studio, sia dalla disponibilità di una serie storica registrata dei deflussi, necessaria invece per la indagine statistica sulla frequenza delle piene.

Questa osservazione rende ragione della semplicità di applicazione di

questi metodi; al tempo stesso però, evidenzia il limite della minore affidabilità dei risultati cui si perviene tramite la loro adozione, rispetto ai risultati offerti da altri metodi ("non empirici") che l'idrologia, con i suoi due settori, "deterministico" e "probabilistico", può fornire.

Nel seguito (cap. A.2.) vengono presentati nel dettaglio, anche tramite esempi numerici, alcuni metodi empirici, suddivisi in gruppi per affinità. Nel successivo capitolo A.3. si forniscono i risultati di un confronto fra tali metodi, unitamente ad alcuni cenni e considerazioni su possibili loro classificazioni "operative", utili nella scelta dei metodi da seguire. A parte sono stati raccolti alcuni metodi, elaborati all'estero e non immediatamente impiegabili nei bacini italiani, ma che peraltro rivestono un certo interesse di tipo metodologico (cap. A.4.). Infine, il capitolo A.5. contiene un sommario ed una proposta di schema per la scelta e l'impiego dei metodi presentati.

## A.2. - I METODI CONSIDERATI

Per chiarezza e semplicità di esposizione, i metodi empirici sono stati suddivisi in tre gruppi fondamentali:

di inviluppo  
di interpolazione  
razionali

Il significato di questi termini verrà specificato nei paragrafi successivi.

Gli esempi numerici si riferiscono generalmente al caso del bacino del Torrente Marchiazza, affluente del Cervo, chiuso alla quota 310 m, in comune di Lozzolo (VC), bacino sperimentale dell'Istituto di ricerca per la protezione idrogeologica nel bacino padano del C.N.R.

Le principali caratteristiche morfometriche (Anselmo et al. 1978) sono:

superficie	5.36 km <sup>2</sup>
altitudine massima	625 m
altitudine media	405 m
altitudine minima	310 m
lunghezza dell'asta principale	3.85 km
pendenza media dei versanti	36%
pendenza media dell'alveo	4.4%

In casi particolari di formule adatte a bacini siti in aree diverse o di differenti caratteristiche, di norma si è preferito utilizzare dati di bacini che ricadono nelle categorie previste, ricavati dalla pubblicazione n. 17 del Servizio Idrografico.

I simboli usati sono quelli specificati nel seguente elenco, unitamente alle rispettive unità di grandezza; queste, salvo indicazioni contrarie, sono da adottarsi nelle applicazioni delle formule qui presentate.

### SIMBOLOGIA

a	parametro delle curve di possibilità climatiche (A.25); il suo valore numerico corrisponde alla pioggia critica di un'ora (mm)
C	coefficiente di deflusso (-)
F	frequenza di non superamento (-)
h	altezza di pioggia (mm)
$h_m$	altezza di pioggia mensile, massima nell'anno (mm)
$h_p$	altezza di pioggia nel giorno piovoso: rapporto fra precipitazione annua e numero dei giorni piovosi (mm)



H	altitudine s.l.m. (m)
$H_m$	altitudine media (m)
$H_o$	altitudine alla sezione di chiusura del bacino considerato (m)
i	pendenza media dell'alveo (-)
$i_v$	pendenza media dei versanti (-)
L	lunghezza dell'asta principale (km)
n	esponente della curva di possibilità climatica (A.25) (-)
p	intensità di pioggia ( $\text{mm h}^{-1}$ )
q	portata specifica (al colmo di piena) ( $\text{m}^3 \text{s}^{-1} \text{km}^{-2}$ )
$q_{100}$	parametro della formula di Gherardelli-Marchetti (A.1) ( $\text{m}^3 \text{s}^{-1} \text{km}^{-2}$ )
Q	portata (al colmo, se non diversamente specificato) ( $\text{m}^3 \text{s}^{-1}$ )
R	coefficiente di correlazione (-)
S	superficie del bacino ( $\text{km}^2$ )
t	durata (h)
T	tempo di ritorno (anni)
v	velocità fittizia per la determinazione del tempo di corrivazione ( $\text{km h}^{-1}$ )
W	pesi nel metodo di Cook (-)
z	variabile ridotta delle distribuzioni di probabilità (-)
$\alpha, \beta, \gamma$	parametri (-)
$\eta$	coefficiente di variazione (-)
$\theta$	temperatura ( $^{\circ}\text{C}$ )
$\tau$	tempo di corrivazione (h)

#### INDICAZIONI SUPPLEMENTARI

A	pedice; indica un valore annuo: così $C_A$ è il coefficiente di deflusso annuo
g	pedice; valore giornaliero: $Q_g$ è la portata giornaliera (media nel giorno)
max	pedice; valore massimo conosciuto
s	scarto quadratico medio: $s(Q)$ è lo scarto q.m. della variabile Q; ha le stesse unità di grandezza della variabile cui è riferito
t	pedice; valore di durata t: $h_t$ pioggia di durata t; $h_{24}$ pioggia di 24 ore
(T)	per assegnato tempo di ritorno: $Q(T)$ è la portata di dato T: $Q(100)$ portata centennale
—	soprallineatura; indica una media fra i valori: $\bar{h}_A$ media dei valori di pioggia annua.

A.2.1. - I metodi empirici di inviluppo

Sono caratterizzati dal fatto che intendono valutare la "portata massima" ad una sezione. Consistono nel tracciare, graficamente o tramite la relativa espressione analitica, curve o superfici "limite" contenenti i punti rappresentativi dei massimi valori di portata registrati alle sezioni di misura, in funzione di uno o più parametri morfologici e pluviometrici caratteristici del bacino imbrifero. A loro volta possono essere raggruppati a seconda del numero e del tipo dei parametri considerati, a cominciare dal folto insieme dei metodi che utilizzano la sola area del bacino di drenaggio.

- Curve inviluppo. E' il metodo usato dal Genio Civile: le Sezioni o gli Uffici del Servizio Idrografico provvedono per le aree di loro competenza alla compilazione di tali grafici; in essi il contributo specifico massimo registrato  $q_{\max} = Q_{\max}/S$  viene riportato in funzione della superficie S del bacino. La figura A.1 riporta le curve pubblicate per la Calabria (da Pirozzi, 1939) e per la Liguria (da Cati, 1971 p.49).

Es. t. Lerone a Cartiera Valle (GE):  $S = 14.92$

dalla fig. A.1 (Liguria) in corrispondenza di  $S = 15$  si ottiene

$$q_{\max} = 23, \text{ da cui}$$

$$Q_{\max} = q_{\max} S = 23 \times 14.92 = 343$$

- Formula di Gherardelli-Marchetti. La formula proposta da Gherardelli (1939) si scrive

$$(A.1) \quad q_{\max} = q_{100} (S/100)^{-\alpha}$$

dove  $q_{100}$  ed  $\alpha$  sono due parametri di taratura dipendenti da condizioni regionali. Gherardelli propose per il coefficiente  $\alpha$  i valori 0.5 e 0.7 per bacini permeabili ed impermeabili rispettivamente. Successivamente Marchetti (1955) utilizzando dati aggiornati al 1954, trovò il valore costante  $\alpha = 2/3$ , mentre per  $q_{100}$  propose i valori dati in tabella A.1; in essa sono anche riportati limiti di superficie dei bacini utilizzati per la determinazione dei parametri.

Es. t. Marchiazza;  $S = 5.36$

dalla tab. A.1 (Piemonte)  $q_{100} = 6$

$$q_{\max} = 6 \times (5.36/100)^{-2/3} = 42.2$$

$$Q_{\max} = 42.2 \times 5.36 = 226$$

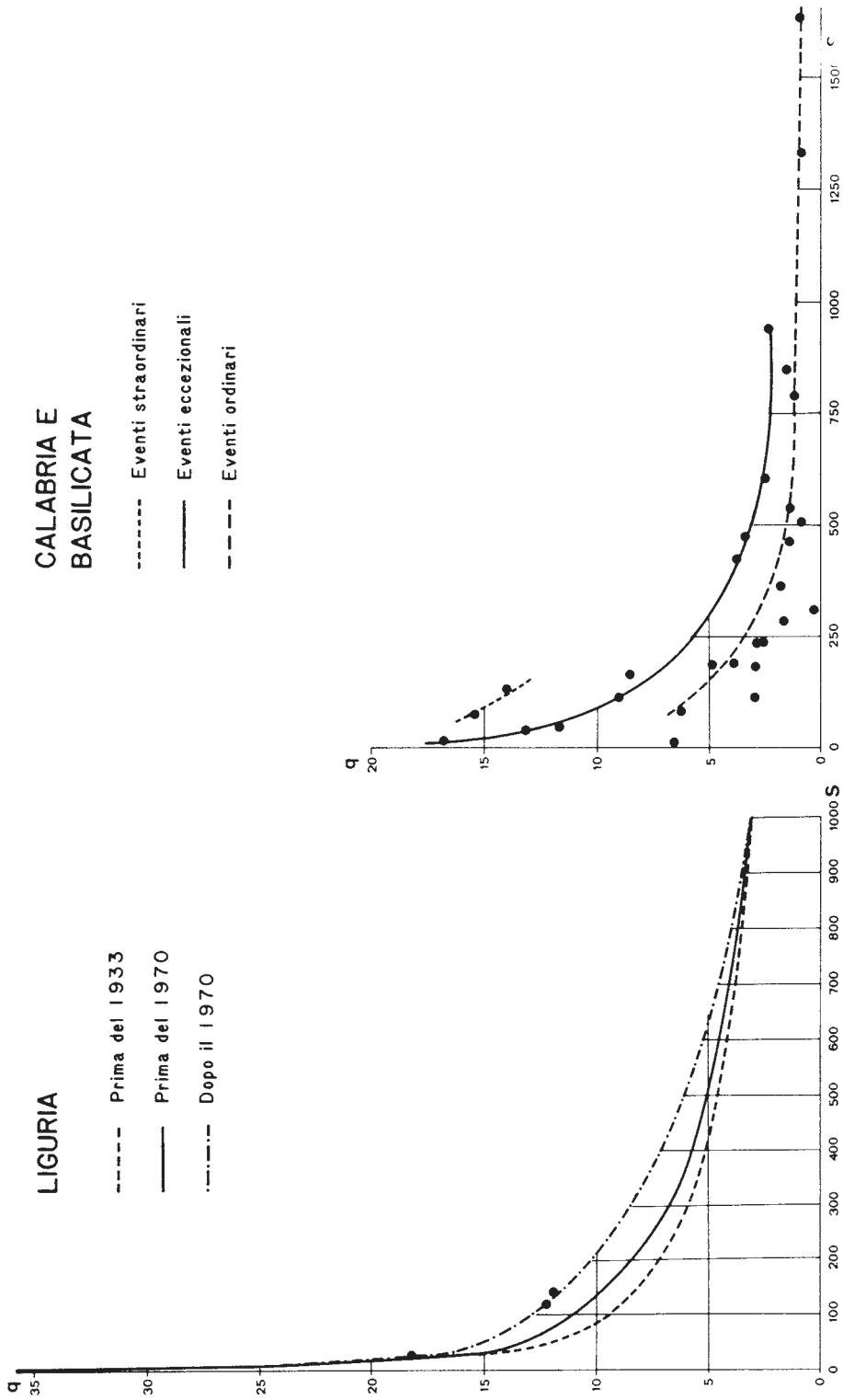


Fig. A.1 - Curve inviluppo per Liguria e Calabria

- Formula di Mele. Per meglio individuare il comportamento dei bacini di minor superficie ( $S < 100$ ), Mele (1976) precisò ulteriormente la formula di Gherardelli-Marchetti anche a seguito del lavoro di Mongiardini (1959); i risultati ottenuti portarono per questi bacini ad una variazione dello esponente  $\alpha$ ,  $\alpha = 1/2$  e alla proposta dei valori  $q_{100}$  di tabella A.2.

Es. dalla tabella, per il Piemonte:  $q_{100} = 13.0$

$$q_{\max} = 13 (5.36/100)^{-\frac{1}{2}} = 56$$

$$Q_{\max} = 5.36 \times 56 = 300$$

- Altri valori di  $q_{100}$  da usarsi nella (A.1) possono essere reperiti da fonti diverse: in tabella A.3 sono riportati alcuni valori risultanti dai lavori della Commissione De Marchi (AA. VV., 1974, vol. II p. 362).

- Forti. Le formule di Forti (1922) ebbero una grande diffusione, e si può dire che ancora oggi godono di una certa notorietà: sono costituite da due formule distinte a seconda del regime pluviometrico cui la zona in esame è sottoposta. Più precisamente sono scritte nella forma

$$(A.2) \quad q_{\max} = \beta + 500 \alpha / (S + 125)$$

in cui  $\alpha$  e  $\beta$  variano a seconda dei livelli raggiungibili dalla massima pioggia nelle 24 ore,  $h_{24}$ ;

$$(A.3) \quad \begin{array}{ll} \alpha = 2.35 & \beta = 0.5 \quad \text{per } h_{24} = 200 \\ \alpha = 3.25 & \beta = 1.0 \quad \text{per } h_{24} = 400 \end{array}$$

Queste formule furono ricavate con dati desunti da bacini di superficie inferiore a 1000 km<sup>2</sup>.

Es. si ritiene che la massima pioggia raggiungibile nelle 24 ore superi 200 mm (il massimo di Grignasco è 284, mentre Romagnano raggiunge i 298 mm), talchè in via prudenziale si usa la seconda formula di Forti.

$$q_{\max} = 1.0 + 500 \times 3.25 / (5.36 + 125) = 13.5$$

$$Q_{\max} = 5.36 \times 13.5 = 72$$

- De Marchi (1937), a seguito dell'evento che nel 1935 provocò il disastro della diga di Ortiglieto, propose una variante alla formula del Forti valida per bacini la cui superficie è dell'ordine dei 100 km<sup>2</sup> e in cui si possa-

no prevedere piogge di 400 mm nelle dodici ore.

$$(A.4) \quad \alpha = 6 \quad \beta = 5 \text{ nella (A.2)}$$

Es. la formula non è applicabile nel caso del Marchiazza: la superficie è infatti nettamente al di sotto del campo indicato dal De Marchi stesso. Tuttavia se applicata essa porterebbe a

$$q_{\max} = 5 + 3000 / (5.36 + 125) = 28, \quad Q_{\max} = 5.36 \times 28 = 150$$

- Tra le formule di questo stesso tipo sono ancora da annoverare una formula data da Giandotti (1940) per bacini dell'Appennino ligure ( $2 < S < 940$ )

$$(A.5) \quad q_{\max} = 5 + 532.5 / (S + 16.2)$$

$$\text{Es.} \quad q_{\max} = 5 + 532.5 / (5.36 + 16.2) = 29.7 \quad Q_{\max} = 159$$

e quella data da Scimemi (1928) per bacini con area minore di  $1000 \text{ km}^2$

$$(A.6) \quad q_{\max} = 1 + 600 / (S + 10)$$

$$\text{Es.} \quad q_{\max} = 1 + 600 / (5.36 + 10) = 40.1 \quad Q_{\max} = 215$$

- Pagliaro (1936). Questa formula venne ricavata per piccoli bacini aventi superfici comprese tra 20 e  $1000 \text{ km}^2$

$$(A.7) \quad q_{\max} = 2900 / (S + 90)$$

corrispondentemente a tali limiti  $q_{\max}$  varia tra 26.4 e 15.3, che costituiscono valori piuttosto elevati.

$$\text{Es.} \quad q_{\max} = 2900 / (5.36 + 90) = 30.4 \quad Q_{\max} = 163$$

- Francou e Rodier (1967) scrivono una formula generale dalla quale si ricava direttamente la portata massima:

$$(A.8) \quad Q_{\max} = 10^6 (S \cdot 10^{-8})^{1-\alpha/10}$$

Essi forniscono per l'Italia, e specificatamente per il bacino del Po, il valore  $\alpha = 4.4$ .



Se confrontata con la formula di Gherardelli-Marchetti si può notare come l'adozione in quest'ultima di due parametri indipendenti,  $q_{100}$  e  $\alpha$  della (A.1), la renda più flessibile della presente che possiede un solo parametro: questa può inoltre essere scritta nella forma data da Gherardelli al seguente modo  $q_{\max} = q_{100} (S/100)^{-\alpha/10}$  con  $\log q_{100} = 0.6 \alpha - 2$ , che mette in evidenza quanto osservato.

Es.  $Q_{\max} = 10^6 (5.36 \times 10^{-8})^{1-0.44} = 85$

- Kresnik-Valentini. E' una formula usata particolarmente nella progettazione di interventi di bonifica montana (Scategni, 1971, p.98).

(A.9)  $q_{\max} = 27 / S^{\frac{1}{2}}$

Es.  $q_{\max} = 27/5.36^{\frac{1}{2}} = 11.7$   $Q_{\max} = 63$

Di facile impiego, essa risulta tuttavia superata dalla analoga formula fornita recentemente dal Servizio Federale Svizzero delle Strade e delle Dighe, EASF (1974)

(A.10)  $q_{\max} = 42 / S^{\frac{1}{2}}$

inoltre lo stesso EASF segnala che l'alto corso del Ticino ed i suoi affluenti hanno fatto registrare valori che superano la soglia data da questa formula.

Es.  $q_{\max} = 42/5.36^{\frac{1}{2}} = 18.1$   $Q_{\max} = 97$

Tra i metodi che utilizzano ulteriori parametri segnaliamo quelli di Possenti e Iskowski, e la formula di Mongiardini.

- Possenti (1866, riportato in Tonini, 1966) per le piene degli affluenti di destra Po dedusse la seguente

(A.11)  $Q_{\max} = \alpha h / L (S_m + S_p / 3)$

dove  $h$  è l'altezza della massima pioggia di 24 ore ragguagliata sull'intero bacino,  $L$  la lunghezza dell'alveo,  $S_m$  ed  $S_p$  le aree delle parti rispettivamente montana e pianeggiante del bacino;  $\alpha$  è un coefficiente compreso fra 0.7 e 0.8, crescente al diminuire di  $L$ .

Es. con le precipitazioni di Grignasco e Romagnano ci si può attendere un valore  $h = 290$  su tutta l'area; poi, noto  $L = 3.85$  è considerando che il bacino è sito completamente in area collinare, privo cioè di aree in pianura, la portata risulta

$$Q_{\max} = 0.8 \times 290 \times (5.36 + 0) / 3.85 = 323$$

- Per Iskowski (v. Tonini, 1966; Ponti, 1896) è:

$$(A.12) \quad Q_{\max} = \alpha \beta (\bar{h}_A / 1000) S$$

in questa formula  $\bar{h}_A$  è la pioggia media annua,  $\alpha$  è un coefficiente dipendente da  $S$  (tab. A.4a),  $\beta$  dipendente dall'altitudine, dalla morfologia e dalle caratteristiche di permeabilità del bacino. La determinazione di  $\beta$  può essere fatta, una volta attribuita una "categoria" al bacino secondo lo schema in figura A.2, tramite la tabella A.4b. Per i piccoli bacini ( $S < 100$  in pianura,  $S < 300$  se in collina e montagna) il valore di  $\bar{h}_A$  da inserire nella formula (A.12) non dovrà mai essere inferiore a 1000 mm.

Es. la pioggia media annua nel Marchiazza è circa 1400 mm. Usando la tab. A.4

$$\alpha \approx 9.5 \text{ (per } S = 5.36 \text{ è compreso fra 9 e 10)}$$

Dallo schema in fig. A.2: il Marchiazza è un bacino impermeabile con  $S < 50$ , appartiene alla IV cat. per cui  $\beta = 0.400$ , e

$$Q_{\max} = 9.5 \times 0.400 \times 1400/1000 \times 5.36 = 28.5$$

- Mongiardini, allo scopo di agevolare l'utilizzo della formula di Gherardelli-Marchetti diminuendo le incertezze sui valori da attribuire al parametro  $q_{100}$ , propose (1959) la

$$(A.13) \quad q_{100} = \beta \bar{C}_A h_p$$

in cui  $\beta$  è un parametro regionale (v. tab. A.5),  $\bar{C}_A$  è il coefficiente medio annuo di deflusso,  $h_p$  è la pioggia media del giorno piovoso; se le stazioni pluviometriche interessanti il bacino risultano più di una (siano in numero di  $m$ ), il valore  $h_p$  è dato dalla formula  $h_p = 1/m \sum_j (h_p)_j$ . Il valore di  $\alpha$  da introdurre nella (A.1) è, come per Marchetti, costante e pari a 2/3.

Es. dalla tab. A.5 per i corsi d'acqua del Piemonte è  $\beta = 1.23$ ;  $\bar{C}_A$  è stato stimato 0.81 per confronto con due bacini vicini (Cervo a Passo-

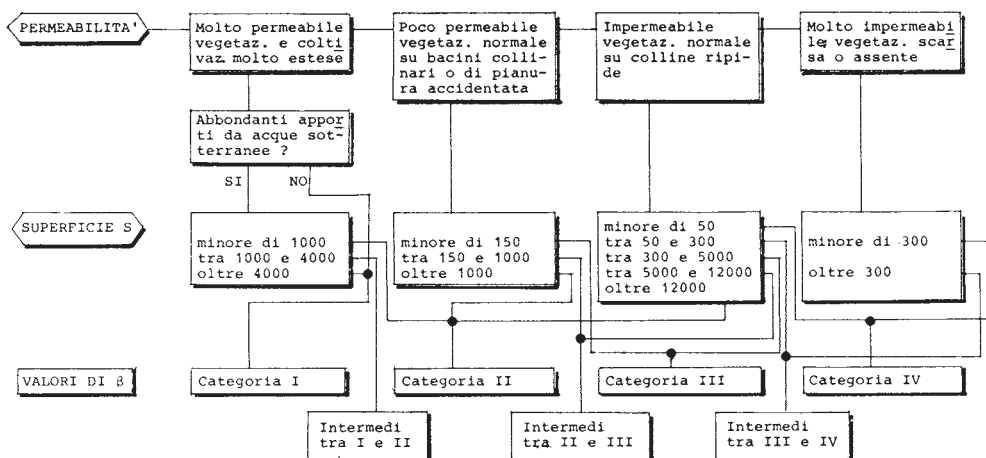
breve e S. Bernardino a Santino), i cui dati sono riportati nella pubbl. n. 17 del Servizio Idrografico<sup>(1)</sup>.

Dalla pubbl. n. 24 dello stesso Servizio risulta che nella più vicina stazione pluviometrica, Sostegno, per il trentennio 1921-50, la precipitazione media annua è stata 1317 mm con mediamente 80 giorni piovosi.

$$q_{100} = 1.23 \times 0.81 \times 1317/80 = 16.4$$

$$q_{\max} = q_{100} (S/100)^{-2/3} = 115.4 \quad Q_{\max} = 619$$

Fig. A.2 - Schema per la scelta della "categoria" nel metodo Iskowski



(1) : I dati rilevati nel biennio 1975-77 (Anselmo et al., 1978) indicherebbero invece un valore  $\bar{C}_A = 0.69$ .

Tabella A.1 - Parametro  $q_{100}$  secondo Marchetti

Regione	Corso d'acqua	Limiti di superficie	$q_{100}$
Tre Venezie	Adige	103-12000	4.0
	Isonzo e Tagliamento	300- 3369	10.0-13.6
	Brenta e Piave	114- 3333	3.0- 5.0
Lombardia	Ticino	54- 1532	4.8- 5.8
	altri	53- 7775	3.0
Piemonte e Valle d'Aosta		11- 7985	5.0-17.3
Emilia	Trebbia	43- 631	14.5-20.0
	Parma	77- 618	12.5
	altri	90-70000	10.0
Liguria e Toscana	Magra-Entella	41- 939	14.5
	Arno	13- 8186	5.0- 6.0
	altri	2- 2657	8.0-13.0
Romagna Marche	Reno-Montone	3- 4140	10.0
Abruzzi Molise	Savio-Metauro, Tronto		
	Aso, minori tra Pesca		
	ra e Sangro	7- 1145	6.0- 8.0
	Biferno-Fortore	27- 1527	5.0- 6.0
	Esino, Chienti, Pesca		
ra, Sangro, alto Bi-			
fermo	7- 3125	2.0- 4.0	
Umbria, Lazio e Campania	Tevere-Volturno	1-16545	5.0- 6.0
	Sele	329- 3235	5.0- 9.0
	Aniene, Amaseno, Ca-		
lore, Tanagro	123- 3057	2.0- 4.0	
Puglia		158- 2716	3.5- 4.8
Basilicata			3.0- 6.0
Calabria	impermeabili		10.0-17.0
	permeabili	9- 1631	5.0- 6.0
Sicilia	impermeabili		10.6-12.0
	S. Leonardo, Imera,		
	Platani, Belice e		
	Gornalunga		7.0- 9.7
permeabili	3- 1832	3.0- 4.0	
Sardegna		21- 2083	7.0-10.0

Tabella A.2 - Parametro  $q_{100}$  secondo Mele

Regione	Bacini	$q_{100}$
Piemonte		12.4 - 14.2
Lombardia e Veneto		1.5 - 2.3
Alpi venete	dall' Isonzo al Livenza	13.2 - 14.5 ( <sup>+</sup> )
Emilia Romagna	dal Trebbia al Savio	7.2 - 9.5
Liguria	dal Roja all'Entella	9.9 - 12.4
Marche e Abruzzo		5.4 - 9.3 ( <sup>*</sup> )
Toscana, Lazio, Umbria		5.4 - 19.6 ( <sup>*</sup> )
Campania		1.2 - 2.6
Puglia	dal Cervaro all'Ofanto	1.4 - 1.6
Basilicata		0.6 - 1.0
Calabria	versante ionico	11.3 - 13.4
	versante tirrenico	5.9 - 7.9
Sicilia	versante settentrionale	4.0
	meridionale e orientale	9.9 - 14.6
Sardegna	versante occidentale	2.4 - 3.2
	versante orientale	13.4 - 15.2

( <sup>+</sup> ) ricavati da bacini con  $S > 100$   
( <sup>\*</sup> ) ricavati da Mongiardini (1959)

Tabella A.3 - Parametro  $q_{100}$ : altri valori

Regione	Bacini	$q_{100}$
Puglia	Candelaro e affluenti, dell'Arcidiocesi rimanenti	3.0 4.8
Calabria		7.5



Tabella A.4 - Parametri del metodo Iskowski

a) parametro  $\alpha$

S	1	2	3	4	5	6	7	8	9
x 1	10.0	..	..	..	..	..	..	..	..
x 10	9.00	..	..	8.23	..	..	7.60	..	..
x 100	7.40	6.87	6.55	6.22	5.90	5.60	5.35	5.12	4.90
x 1000	4.70	3.78	3.45	3.25	3.13	3.10	3.08	3.06	3.04
x 10000	3.02	2.90	2.80	2.69	2.58	2.47	2.37	2.26	2.16

b) parametro  $\beta$

Morfologia del bacino	Categoria da Fig. A.2			
	I	II	III	IV
Paludi e bassi fondali	0.017	0.030	-	-
Pianure e lievi ondulazioni	0.025	0.040	-	-
Pianure e colline	0.030	0.055	-	-
Colline non ripide	0.035	0.070	0.125	-
Colline ripide o montagne poco elevate	0.040	0.082	0.155	0.400
Montagne poco elevate	0.045	0.100	0.190	0.450
Montagne mediamente elevate	0.050	0.120	0.255	0.500
Montagne sufficientemente elevate	0.055	0.140	0.290	0.550
Montagne molto elevate, secondo la ripidità dei versanti	0.060	0.160	0.360	0.600
	0.070	0.185	0.460	0.700
	0.080	0.210	0.600	0.800

Tabella A.5 - Parametro  $\beta$  secondo Mongiardini

Regione	Bacini	$\beta$
Veneto, Lombardia	permeabili tra Isonzo e Brenta	0.83
	altri	0.50
Piemonte, Liguria		1.23
Emilia Romagna		1.38
Marche, Abruzzi e Molise	impermeabili	1.00
	permeabili	0.65
Toscana, Lazio e Umbria	imp. interni ad Arno e Tevere	1.40
	imp. litoranei, Paglia, Chiani permeabili	2.64 0.55
Campania e Puglie	impermeabili	1.50
	permeabili	0.80
Calabria e Basilicata	impermeabili	1.90
	permeabili	0.53
Sicilia	impermeabili	3.30
	permeabili	0.53
Sardegna		2.90

### A.2.2. - Metodi di interpolazione

Questo tipo di metodi fa riferimento al concetto di "portata di rischio", ovvero è costituito da formule e metodologie atte a determinare una portata avente associato un "tempo di ritorno".

Si ricorda che con tempo di ritorno si definisce il valore medio degli intervalli temporali fra due successivi eventi di superamento di un valore limite: se  $x$  è il valore di cui si vuole conoscere il tempo di ritorno  $T$ , ed  $F(x)$  è la frequenza di non superamento della serie dei massimi colmi annuali, allora è

$$(A.14) \quad T = 1/(1 - F)$$

Per una più rigorosa definizione di queste entità si rimanda alla parte B della presente raccolta (v. Maione, Moisello, 1974); qui osserviamo che questo parametro costituisce, per così dire, un "indice di sicurezza": ogni anno si ha una probabilità su  $T$  di avere, nel corso dell'anno stesso, almeno un colmo di portata superiore alla soglia critica  $x$ ; a valori bassi del tempo di ritorno corrispondono più alte probabilità di superamento, e viceversa. L'adozione di un particolare valore di  $T$  dipende quindi dalla importanza dell'opera e dal tipo ed entità dei danni derivanti da un'eventuale superamento del limite fissato (Canali, 1981).

Il sempre maggiore interesse riversato nella conoscenza di questo valore è dovuto a due motivi principali.

I metodi di inviluppo devono essere aggiornati ogni qual volta una piena "eccezionale" supera i valori precedentemente registrati: questo fatto ha portato a far diminuire la fiducia in questi metodi a meno di non precisare (seppure in via approssimativa come Tonini, 1966, p.455 e segg.) il rischio connesso con l'adozione di questi valori.

In secondo luogo, se anche si ammette la possibilità di pervenire al calcolo di una portata "insuperabile" in un corso d'acqua, per i limiti fisici che il fenomeno della formazione dei deflussi verosimilmente possiede (WMO, 1969; Palmieri in CNR, 1979 p.18; Pandolfi et al. 1980), tuttavia l'adozione indiscriminata di un tal alto valore potrebbe penalizzare le opere di minore importanza, quelle cioè per le quali un cattivo funzionamento o la messa fuori servizio possano essere giudicati sopportabili se non troppo frequenti, secondo criteri economici e di sicurezza.

I metodi qui presentati utilizzano sistemi di interpolazione per otte-

nere il valore cercato con la maggior precisione possibile: spesso viene utilizzata la regressione ai minimi quadrati a una o più variabili indipendenti, nel qual caso la bontà dell'adattamento ai valori sperimentali viene precisata per mezzo del coefficiente di determinazione  $R^2$ , o della sua radice R, coefficiente di correlazione.

Suddividiamo questi metodi in due gruppi a seconda che i valori che si ricavano dalla loro applicazione siano la portata per un dato tempo di ritorno ovvero i parametri delle distribuzioni di probabilità.

- Cook. E' un metodo elaborato su dati statunitensi che ricava la portata venticinquennale tenendo conto di valutazioni anche qualitative sulla natura e sulle caratteristiche del bacino e del clima (Gorini, 1975). In pratica una prima valutazione  $Q'$  della portata avente  $T = 25$  viene ricavata dal grafico di figura A.3 in funzione della superficie dell'area sciolante e di un fattore W che esprime le caratteristiche dello scorrimento superficiale. A sua volta questo valore W risulta dalla sommatoria di quattro elementi che concorrono alla definizione di tali caratteristiche secondo lo schema di tabella A.6; tali elementi sono pendenza, caratteristiche del suolo, tipo ed estensione di copertura vegetale, capacità di invaso superficiale.

Fig. A.3 - Metodo Cook: determinazione di  $Q'$

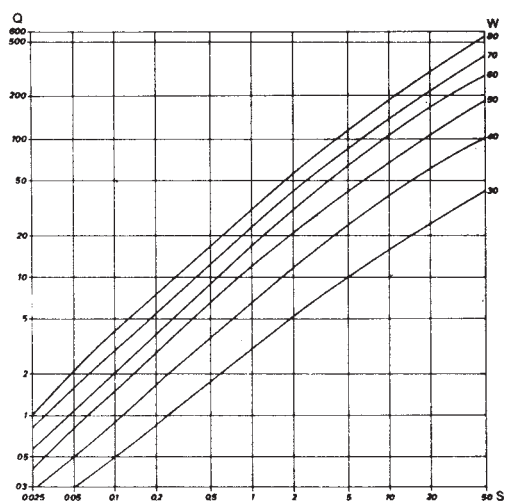
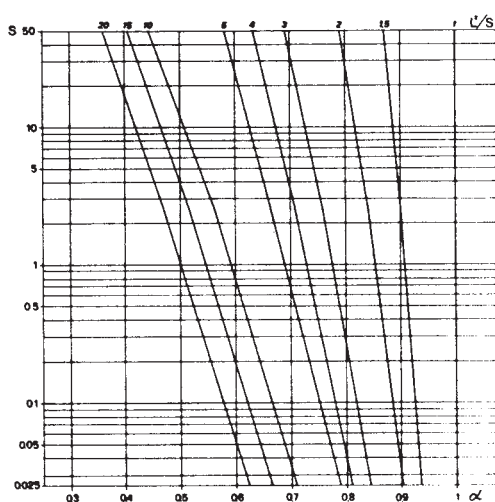


Fig. A.4 - Metodo Cook: determinazione di  $\alpha$



Un ulteriore affinamento alla stima della portata di piena venticinquennale viene dall'impiego di due fattori correttivi.

$$(A.15) \quad Q(25) = \alpha h_A / 1000 \quad Q'$$

Per  $\alpha$  si intende un coefficiente di forma, il cui valore è ricavabile dal grafico in figura A.4 come funzione della superficie e del rapporto adimensionale  $L^2/S$ ;  $(\bar{h}_A/1000)$  è un coefficiente pluviometrico pari alla misura, in metri, della pioggia media annua sul bacino. I grafici vengono forniti per valori di superficie variabili da 2.5 ha fino a 50 km<sup>2</sup> ed è in tale campo che il metodo deve intendersi applicabile. Per ottenere valori a diverso tempo di ritorno il metodo prevede l'adozione di fattori moltiplicativi, quali quelli presentati in tabella A.7.

Tabella A.6 - Pesì W secondo il metodo Cook

Caratteristiche del bacino				
Pendenza	ripido, aspro, 30 % (40)	collinoso, 10 - 30 % (30)	ondulato 5 - 10 % (20)	pianeggiante 0 - 5 % (10)
Suolo	senza copertura efficace del suolo; roccia o sottile manto di scarsa permeabilità (20)	lento nel trattenere l'acqua; argilla o altro suolo a bassa permeabilità (15)	normale: suoli profondi permeabili (10)	permeabilità elevata; sabbie, terriccio sabbioso, altri suoli sciolti, aperti (5)
Copertura vegetale	assente o molto sparsa (20)	da scarsa a discreta; coltivazioni pulite scarsa vegetaz. natur. meno del 10% sotto buona copertura (15)	da discreta a buona; meno del 50% sotto colture pulite; 50% circa sotto buona copertura (10)	da buona ad eccellente; 90% circa sotto buona copertura (bosco, buon prato...) (5)
Invasi superficiali	trascurabili: poche e poco profonde depressioni; alvei ripidi e stretti (20)	scarsi: rete di drenaggio ben definita, senza stagni o paludi (15)	normali: presenza di depressioni; rete molto estesa; laghi, stagni, paludi per meno del 2% dell'area (10)	elevati: notevoli depressioni; notevoli invasi, in rete, o per esondazioni o per gran numero di invasi naturali (5)

Tabella A.7 - Trasformazione per diversi tempi di ritorno secondo il metodo Cook

T	10	25	50	100
Q(T):Q(25)	0.71	1.00	1.23	1.50

Es. le caratteristiche del bacino del Marchiazza, con riferimento alla valutazione dei pesi W, possono essere così riassunte (v. tab. A.6): terreno ripido (40) permeabilità elevata (5) copertura vegetale buona (5) basso immagazzinamento superficiale (15)

W totale = 65; dal grafico di fig. A.3, per W = 65 e S = 5.36 si ottiene una prima portata di piena  $Q' = 75$ .

Essendo poi L = 3.85, risulta  $L^2/S = 2.77$ ; dalla fig. A.4, per questo valore e per S = 5.36 si ricava un fattore di forma  $\alpha = 0.75$ ; ricordando ancora che la pioggia media annua è stata valutata in 1317 mm, si ricava

$$Q(25) = 0.75 \times 1317/1000 \times 75 = 74$$

per ottenere un valore approssimato della portata centennale, si può applicare il fattore moltiplicativo di tab. A.7

$$Q(100) = 1.50 \times 74 = 111$$

- Tonini, Bixio e Della Lucia (1969) ricavarono dai dati di dieci bacini dolomitici la relazione

$$(A.16) \quad Q(100) = 0.651 S^{1.064}$$

Es. t. Avisio a Soraga; S = 208

$$Q(100) = 0.651 \times 208^{1.064} = 191$$

- Tonini (1939) riscrive la formula di Fuller adattandola a dati italiani

$$(A.17) \quad \begin{aligned} Q_g(T) &= \alpha S^{0.8} (1 + 1.18 \log T); \\ Q(T) &= Q_g(T) (1 + 68/S^{1/2}); \quad \alpha = 0.01 \div 3.50 \end{aligned}$$

Si tratta, in effetti, ancora di una relazione empirica quanto alle metodologie usate per la sua derivazione (Lazzari, 1977). In particolare si prestano a critiche il passaggio dalla portata giornaliera  $Q_g(T)$  a quella al colmo  $Q(T)$ , e l'assunzione di validità universale, a meno di un solo parametro, della distribuzione logaritmica.

Es. il parametro  $\alpha$ , in questo contesto, rappresenta un coefficiente di piena, sintesi delle caratteristiche geo-idrologiche del bacino; esso è dato dal rapporto  $\bar{Q}_g/S^{0.8}$  in cui il primo termine è la portata giornaliera di piena media. Per avere una valutazione di  $\alpha$  nel caso del Marchiazza si prendono a riferimento i dati del Cervo a Passobrevi e del S. Bernardino a Santino.

per il primo si ha  $\bar{Q}_g = 42.6$  e S = 74, da cui  $\alpha = 1.36$ ; per il secondo  $\bar{Q}_g = 127.6$ , S = 125,  $\alpha = 2.68$ . Assumendo un valore intermedio si ottiene per la portata centennale

$$Q_g(100) = 2.0 \times 5.36^{0.8} (1 + 1.18 \log 100) = 25.75$$
$$Q(100) = 25.75 (1 + 68/5.36^{\frac{1}{2}}) = 782$$

Per quanto riguarda la determinazione dei parametri delle distribuzioni di frequenza, osserviamo che se si tara una distribuzione alle portate al colmo annuali di una sezione di misura, si ottiene una legge  $Q = Q(T)$ : a seconda della legge usata la funzione  $Q(T)$  può avere forme diverse; ad esempio, per Galton (log-normale) è

$$(A.18) \quad \log Q = \alpha + \beta z$$

dove  $z$  è il valore della variabile normale standardizzata di frequenza  $F = (T-1)/T$ . La legge di Gumbel si scrive invece

$$(A.19) \quad Q = \alpha + \beta z \quad \text{in cui è} \quad z = -\ln \ln(1/F)$$

In entrambi i casi noti i parametri  $\alpha$  e  $\beta$ , è nota la relazione tra  $Q$  e la frequenza. Diversi autori hanno proposto di ottenere i valori dei parametri tramite regressione a partire da parametri morfo-pluviometrici del bacino. Utilizza la log-normale Lazzari (1966) per la Sardegna, mentre Canuti e Moisello per Liguria e Toscana stimano media e deviazione standard dei massimi colmi annuali dai quali parametri si può poi risalire indifferentemente all'una o all'altra distribuzione.

- Lazzari (1967; 1968) utilizza, oltre alla superficie, l'altitudine media del bacino ottenendo le seguenti espressioni

$$(A.20) \quad \begin{array}{ll} \text{Sardegna occidentale} & \alpha = 0.956 \log (S H_m) - 2.995 \\ & \beta = 0.3583 \\ \text{Sardegna orientale} & \alpha = 0.746 \log (S H_m) - 1.781 \\ & \beta = 0.4413 \end{array}$$

Es. rio Fluminimaggiore a Fluminimaggiore (Sardegna occidentale,  $S = 83$ ,  $H_m = 421$ )

$$\beta = 0.3583, \alpha = 0.956 \times \log (83 \times 421) - 2.995 = 1.348$$

Per ricavare la portata di assegnata frequenza occorre avere il valore della variabile ridotta della distribuzione normale,  $z$ , in funzione del tempo di ritorno;

per  $T = 100$ ,  $z = 2.326$  (1)

$$\log Q(100) = 0.3583 \times 2.326 + 1.348 = 2.181$$

$$Q(100) = 10^{2.181} = 152$$

- Canuti e Moisello (1980) utilizzano diverse misure pluviometriche, fra le quali, nelle formule qui presentate, compaiono:

$\bar{h}_m$  media degli afflussi massimi mensili al bacino, e

$s(h_m)$  scarto quadratico medio della stessa quantità. Essi ricavano:

$$(A.21) \quad \bar{Q} = 3.38 \times 10^{-3} S^{0.818} \bar{h}_m^{1.172}$$
$$s(Q) = 1.09 \times 10^{-2} S^{0.756} s(h_m)^{1.150}$$

Da questi valori si possono ottenere i parametri  $\alpha$  e  $\beta$  della (A.18), avendo indicato con  $\eta$  il coefficiente di variazione pari a  $s(Q)/\bar{Q}$

$$(A.22) \quad \alpha = \frac{1}{2} \log \left\{ \frac{\bar{Q}^2}{1 + \eta^2} \right\}$$
$$\beta = \left\{ 0.434 \log (1 + \eta^2) \right\}^{\frac{1}{2}}$$

ovvero i parametri  $\alpha$  e  $\beta$  della (A.19) al modo seguente

$$(A.22') \quad \alpha = \bar{Q} - 0.450 s(Q)$$
$$\beta = s(Q)/1.283$$

Es. t. Lerone a Cartiera Valle (GE) per il quale è  $S = 14.92$ .

Dallo spoglio degli Annali per il periodo 1963-71 si ricavano i seguenti valori di massimo afflusso mensile (mm):

---

(1) : Nel caso in cui  $\beta$  della (A.18) abbia il significato di scarto quadratico medio della variabile  $\log Q$ , come è nel caso presente, la funzione  $z = z(F)$  è definita dalla  $F = 1/\sqrt{2\pi} \int_{-\infty}^z \exp(-\xi^2/2) d\xi$  ; vanno quindi usate quelle tabelle che corrispondono a questa definizione (Roche, 1963; Yevjevich, 1972). In altri testi (p. es. Tonini, 1959) la funzione è definita invece  $F = 1/\sqrt{\pi} \int_{-\infty}^z \exp(-\xi^2) d\xi$  ; in questo caso la  $z$  che si ricava a parità di frequenza è  $\sqrt{2}$  volte inferiore rispetto alla precedente mentre  $\beta$  nella (A.18) diventa un parametro direttamente proporzionale allo scarto q.m. con coefficiente di proporzionalità pari a  $\sqrt{2}$ .

anno	1963	1964	1966	1967	1968	1969	1970	1971
$h_m$	496.5	257.6	317.2	179.6	370.9	288.6	309.7	210.4

da cui risulta  $\bar{h}_m = 303.8$ ,  $s(h_m) = 98.8$

$$\bar{Q} = 3.38 \cdot 10^{-3} \times 14.92^{0.818} \times 303.8^{1.172} = 25.04$$

$$s(Q) = 1.09 \cdot 10^{-2} \times 14.92^{0.756} \times 98.8^{1.150} = 16.55$$

$$\eta = 16.55/25.04 = 0.661$$

per la distribuzione log-normale è

$$\alpha = \frac{1}{2} \log\{25.04^2 / (1 + 0.661^2)\} = 1.320$$

$$\beta = \{0.434 \log(1 + 0.661^2)\}^{\frac{1}{2}} = 0.261$$

poichè per  $T = 100$ ,  $z = 2.326$

$$\log Q(100) = 1.320 + 0.261 \times 2.326 = 1.927 \quad Q(100) = 85$$

per la distribuzione di Gumbel si ha

$$\alpha = 25.04 - 0.450 \times 16.55 = 17.59$$

$$\beta = 16.55/1.283 = 12.90$$

$$\text{per } T = 100, F = 0.99, z = -\ln \ln 1/0.99 = 4.60 \quad (1)$$

$$Q(100) = 17.59 + 12.90 \times 4.60 = 77$$

### A.2.3. - Metodi razionali

Sotto questo nome si è pensato di porre le formule che fanno capo alla così detta "formula razionale" in quanto questa si presenta già con i caratteri di un modello deterministico di formazione delle piene (Supino, 1938 p. 124; Maione, 1977 p. 153 e segg.) pur mantenendo, nella definizione dei suoi parametri, notevoli dosi di empirismo. Viene scritta

$$(A.23) \quad Q = \alpha h S/\tau$$

nella quale  $\tau$  è il tempo di corrivazione,  $h$  un'altezza critica di precipitazione, che nella formulazione del metodo corrisponde al tempo di corrivazione, e  $\alpha$  un parametro che esprime, a meno di un fattore numerico dipendente dalla trasformazione delle unità di misura, il così detto "coefficiente di deflusso" ovvero il rapporto intercorrente tra l'afflusso che provoca la piena e la portata al colmo. Si ottiene così la consueta formula

$$(A.24) \quad Q = 1/3.6 C p S$$

---

(1) : La relazione fra logaritmo naturale e decimale è  $\ln x = 2.3026 \log x$



La precisazione dei criteri per la determinazione e la scelta dei parametri che fanno parte della (A.24) ha dato origine ai diversi metodi qui esposti. Laddove per pioggia critica viene intesa la pioggia di durata corrispondente al tempo di corrivazione essa viene determinata a partire dalle curve di possibilità climatica; queste si possono scrivere nella forma  $h_t = a (t/t_0)^n$  la quale <sup>(1)</sup> con  $t_0 = 1$  ora, fornisce la usuale

$$(A.25) \quad h_t = a t^n$$

La (A.25) esprime le possibilità climatiche o pluviometriche di un sito, sia che essa rappresenti i diversi "casi critici", sia che corrisponda ad assegnati valori di frequenza. In via teorica la formula (A.24) prevede una relazione lineare tra pioggia e portata; questo consente di assumere come tempo di ritorno della portata al colmo lo stesso della pioggia.

Per l'Italia sono stati eseguiti diversi lavori di determinazione di tali curve per regioni o settori, riassunti nel seguente quadro.

Tabella A.8 - Cenni bibliografici sulle possibilità climatiche

Regione o zona	Fonte
Bacino del Po	Rossetti (1974)
Piemonte e Valle d'Aosta	Anselmo et al. (1980)
Valle d'Aosta	Quaglia (1969)
Litorali veneto, laziale e pugliese	Indri (1971)
Veneto, Trentino Alto Adige, Friuli Venezia Giulia	Della Lucia et al. (1975) Della Lucia et al. (1976)
Marche e Abruzzi	Fastelli, Silvagni (1979)
Italia meridionale	Penta et al. (1980)
Calabria	Cao (1967)
Basilicata	Penta et al. (1972) Rossi (1974)
Sicilia	Gugrino Picone (1967)
Sardegna	Cao et al. (1969) Puddu (1974)

(1) : In questo modo,  $a$  ha le dimensioni di un'altezza di pioggia (e si esprime in mm) qualunque sia  $n$ .

Per la determinazione dei restanti parametri, si nota che il tempo di corrivazione gode di un significato fisico preciso e viene quindi usato largamente anche al di fuori del metodo razionale; le formule per la sua stima non sempre sono state ricavate nel contesto della formula razionale. Per questo motivo alcune di tali formule vengono presentate a se stanti (per altre formule vedasi p. es. Cavazza, 1963).

- Ventura (1905)

$$(A.26) \quad \tau = 0.127\sqrt{S/i}$$

Es.  $\tau = 0.127\sqrt{5.36/0.044} = 1.40$  ore pari a 1<sup>h</sup> 24'

- Giandotti (1934; 1937) scrive  $\tau = (4\sqrt{S} + 1.5 L)/(0.8\sqrt{H_m})$ , nella quale  $H_m$ , secondo Giandotti stesso, ha il significato di "altezza media del bacino, riferita alla quota della sezione considerata"; per rispettare le simbologie fin qui adottate, sembra più opportuno riscriverla nella forma

$$(A.27) \quad \tau = \frac{4\sqrt{S} + 1.5 L}{0.8\sqrt{H_m - H_o}}$$

che rispecchia meglio i calcoli da eseguire (Visentini, 1938; Quaglia, 1968; Tournon, 1970; Puglisi, Zanframundo, 1978).

Es.  $\tau = (4\sqrt{5.36} + 1.5 \times 3.85) / (0.8\sqrt{405 - 310}) = 1.93$

- Kirpich (1940)

$$(A.28) \quad \tau = 0.066 L^{0.77} \{1000 L / (H_{\max} - H_o)\}^{0.385}$$

che risulta dalla trasformazione delle unità di misura della formula originale  $\tau = 0.0078 L^{0.77} \{(H_{\max} - H_o) / L\}^{-0.385}$  con  $\tau$  in minuti,  $L$  e  $H$  in piedi.

Es.  $\tau = 0.066 \times 3.85^{0.77} (3850 / 315)^{0.385} = 0.49$

- Viparelli (1963), illustrando una applicazione del metodo della corrivazione per la ricostruzione degli idrogrammi di piena con riferimento ad alcuni bacini della Campania e della Basilicata, osserva che i risultati della formula di Giandotti possono essere ottenuti in via indicativa, ma più rapidamente utilizzando la seguente formula

$$(A.29) \quad \tau = L / v$$

in cui  $v$  si aggira "intorno a 1 m/s, e in nessun caso deve superare 1.5 m/s", corrispondenti a 3.6 - 5.4 km/h, valori da usarsi nella formula (A.29).

Es. essendo il bacino alquanto ripido e di modeste dimensioni assumiamo  $v = 5.4$  da cui  $\tau = 3.85/5.4 = 0.71$

- Pezzoli (1970)

$$(A.30) \quad \tau = 0.055 L / \sqrt{i}$$

Es.  $\tau = 0.055 \times 3.85 / \sqrt{0.044} = 1.01$

- Tournon (da Merlo, 1973)

$$(A.31) \quad \tau = 0.396 L / \sqrt{i} \left( S/L^2 \sqrt{i/i_v} \right)^{0.72}$$

Es.  $\tau = 0.396 \times 3.85 / \sqrt{0.044} \left( 5.36/3.85^2 \times \sqrt{0.044/0.36} \right)^{0.72} = 1.64$

- Puglisi (Puglisi, Zanframundo, 1978)

$$(A.32) \quad \tau = 6 L^{2/3} (H_{\max} - H_0)^{-1/3}$$

Es.  $\tau = 6 \times 3.85^{2/3} / 315^{1/3} = 2.17$

Fra le applicazioni del metodo razionale sono da annoverarsi le seguenti:

- Valentini (1930), per bacini montani con tempo di corrivazione dell'ordine di un'ora assume  $C = 1$  per cui risulta

$$(A.33) \quad Q = h_{1 \max} S / 3.6$$

Es. osservando che il primo caso critico di un'ora per la stazione pluviografica di Grignasco nel periodo 1940-71 ammonta a 63 mm, risulta  $Q = 63 \times 5.36 / 3.6 = 94$

- Giandotti-Visentini. Visentini (1938) estendendo un precedente lavoro di Giandotti (1934) scrive la (A.23) ponendo  $h$  pari all'altezza critica di pioggia ragguagliata sul bacino per  $t = \tau$ , e

$$(A.34) \quad C = \alpha \beta / \gamma$$

in cui i parametri sono funzioni di S e rappresentano rispettivamente il rapporto fra la portata al colmo e il deflusso medio di piena (volume defluito diviso per la durata totale della piena), il coefficiente di deflusso o più precisamente il rapporto fra il deflusso medio di piena e l'afflusso critico di durata  $\tau$ , il rapporto fra la durata totale della piena e il tempo di corrivazione;  $\tau$  viene valutato secondo la (A.28).

Lo stesso Giandotti (1940) fornisce i valori dei parametri (tab. A.9) in funzione della superficie S.

Tabella A.9 - Parametri della formula di Giandotti e Visentini

	S	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$
Giandotti		6	0.20-0.30	4.0
Visentini	fino a 300	10	0.50	4.0
	da 300 a 500	8	0.50	4.0
	da 500 a 1000	8	0.40	4.5
	da 1000 a 8000	6	0.30	5.0
	da 8000 a 20000	6	0.25	5.5
	da 20000 a 70000	6	0.20	6.0

Es. dalla tabella ricaviamo, per Giandotti  $C = 6 \times 0.3 / 4 = 0.45$  e per Visentini  $C = 10 \times 0.5 / 4 = 1.25$ ; secondo la (A.28)  $\tau = 1.93$ . Per ricavare l'altezza di pioggia critica si può procedere in due modi usando i casi critici o le possibilità climatiche di data frequenza. Nel primo caso i massimi valori da 1 a 24 ore per la stazione di Grignasco nel periodo 1940-71 sono:  
1 ora, 63; 3 ore, 99; 6 ore, 167; 12 ore, 191; 24 ore, 284.  
Mettendo questi punti sul piano bilogarithmico di fig. A.5 si ottiene la retta interpolante dalla quale ricaviamo per  $t = 1.93$ ,  $h = 85$   
 $Q_{\max} = 1/3.6 \times 0.45 \times 85/1.93 \times 5.36 = 29.5$  con i coefficienti di Giandotti, mentre per Visentini  $Q_{\max} = 82$   
usando la curva di possibilità climatica di Grignasco per  $T = 100$  (ricavabile da Rossetti, 1974)  $h = 66.0 t^{0.348}$  si ottiene  $h = 83.0$  da cui  $Q(100) = 80.0$  usando i coefficienti proposti da Visentini.

- Zoli (v. Scategni, 1971, p. 89) applica la formula razionale usando, come curva di possibilità climatica la  $h = a t^{1/3}$  con  $a$  pari alla precipitazione critica di durata 1 ora. Determina  $\tau$  attraverso la (A.29) con  $v = 3.6 - 14.4$  km/h. Per C consiglia valori compresi tra 0.8 ed 1, crescenti al diminuire della superficie del bacino.

Es. assumendo  $C = 1$ , in considerazione della esigua superficie,  
 $\tau = 3.85/(3.6 \div 14.4) = 1.07 \div 0.27$ ; prendendo un valore 0.7, con-

frontabile con quello ricavato tramite la relazione proposta da Viparelli, si ottiene:

$$h = 63 \times 0.7^{1/3} = 55.9, Q_{\max} = 1/3.6 \times 1 \times 55.9/0.7 \times 5.36 = 119$$

- Merlo (1973) usa l'espressione di Tournon (A.31) per determinare  $\tau$ . Allo scopo di correggere la non linearità tra portate e piogge di pari frequenza, al variare di questa, propone un coefficiente C dipendente anch'esso dal tempo di ritorno secondo la

$$(A.35) \quad C(T) = 0.24 + 0.15 \log T$$

questa formula è stata ricavata con dati di nove bacini montani dell'Italia nord-occidentale con  $S < 200$ , avendo assunto per portate al colmo e piogge critiche distribuzioni di tipo log-normale. In tal modo C viene a perdere il puro significato di coefficiente di deflusso, potendo assumere valori anche superiori all'unità.

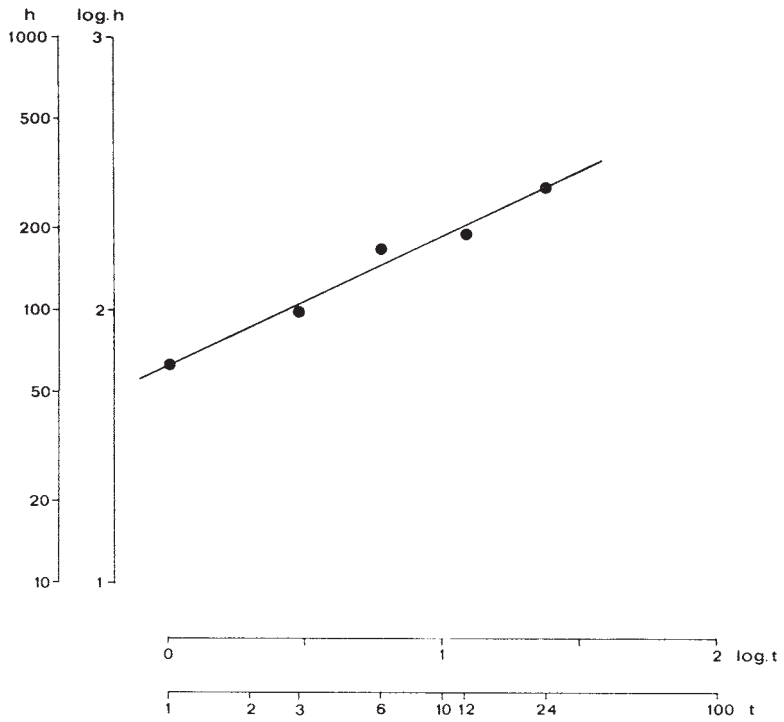
Es. dalla (A.31)  $\tau = 1.64$ ; per  $T = 100$ ,  $h = 66.0 \times 1.64^{0.348} = 78.4$   
sempre per  $T = 100$ ,  $C = 0.24 + 0.15 \log 100 = 0.54$  da cui  
 $Q(100) = 1/3.6 \times 0.54 \times 78.4/1.64 \times 5.36 = 38.4$

- Rossi (1974), analizzando dati di bacini lucani, trova che il "tempo di ritardo"  $\tau_r$  (parametro legato al tempo di corrivazione) e il coefficiente di piena C, per adeguati T, indicativamente maggiori di 10 anni, sono valori costanti per i singoli bacini; più precisamente C risulta costante per tutta la regione e pari a 0.34, mentre  $\tau_r$  è funzione del rapporto  $L/\sqrt{i}$  secondo la formula  $\tau_r = 0.77 (L/\sqrt{i})^{0.295}$ ; questi valori consentono di ricavare Q tramite la (A.24) ponendo al posto di p il valore dell'intensità critica corrispondente a detto tempo di ritardo.

Es. il metodo è applicabile nell'ambito della regione per la quale è stato derivato; tuttavia, al solo scopo di esemplificare numericamente il procedimento, eseguiamo i calcoli per il t. Marchiazza.

$$\tau_r = 0.77 (3.85/\sqrt{0.044})^{0.295} = 1.82, C = 0.34$$
$$h = 66 \times 1.82^{0.348} = 81.3, p = 81.3/1.82 = 44.7$$
$$Q(100) = 1/3.6 \times 0.34 \times 44.7 \times 5.36 = 22.6$$

Fig. A.5 - Determinazione di  $h$  critico alla stazione di Grignasco



### A.3. - CONSIDERAZIONI PER UN'ANALISI CRITICA DEI METODI ESPOSTI

I metodi testé presentati sono stati fatti oggetto di indagine per saggiare la loro adeguatezza: i risultati di tale indagine vengono qui riportati. In primo luogo sono stati esaminati separatamente i gruppi di metodi (A.3.1.): le considerazioni ricavate in questa fase hanno permesso di tracciare successivamente un quadro complessivo allo scopo di precisare alcuni criteri sulla scelta operativa del metodo o dei metodi da seguire (A.3.2.).

#### A.3.1. - Indagini sui singoli metodi

A.3.1.1. I metodi di inviluppo presentano l'inconveniente intrinseco di risultare in difetto col procedere delle osservazioni: in compenso è più facile per essi reperire dati di controllo, costituiti dalla sola portata massima, talvolta registrata, più spesso valutata per via indiretta; dati pubblicati da fonti diverse e dati inediti sono stati raccolti per il Piemonte e la Valle d'Aosta dall'Istituto protezione idrogeologica nel bacino padano del CNR.

Per controllare le formule in cui compare un solo parametro (l'area) i punti corrispondenti a questi dati sono stati tracciati su diagramma bilogaritmico (fig. A.6); su questo stesso diagramma i punti corrispondenti a sezioni di uno stesso corso d'acqua sono stati collegati tramite una spezzata. Ne risulta evidenziata l'influenza delle condizioni locali che provoca una notevole dispersione dei punti.

L'adozione di queste formule deve essere limitata nello stretto ambito di regioni omogenee: ma dal solo esame dei dati piemontesi-valdostani appare già evidente come le superfici interessanti zone idrologiche simili, in Italia, possano essere di dimensioni alquanto ridotte. Le complesse condizioni geolitologiche ed orografiche delle nostre regioni <sup>(1)</sup> devono essere ritenute una causa primaria, unitamente alle differenziazioni climatiche, di questo frazionamento delle zone idrologicamente simili.

In questo contesto si fa presente una difficoltà insita nei metodi di inviluppo relativa alla individuazione di regioni omogenee: infatti, essendo le curve di inviluppo sempre soggette ad una percentuale di scarti in eccesso, è per lo meno non immediato farne risalire le cause alla eccezionalità della

---

(1) : Sull'influenza della litologia si confrontino i risultati ottenuti per gli Stati Uniti da Halasi-Kun (1972).

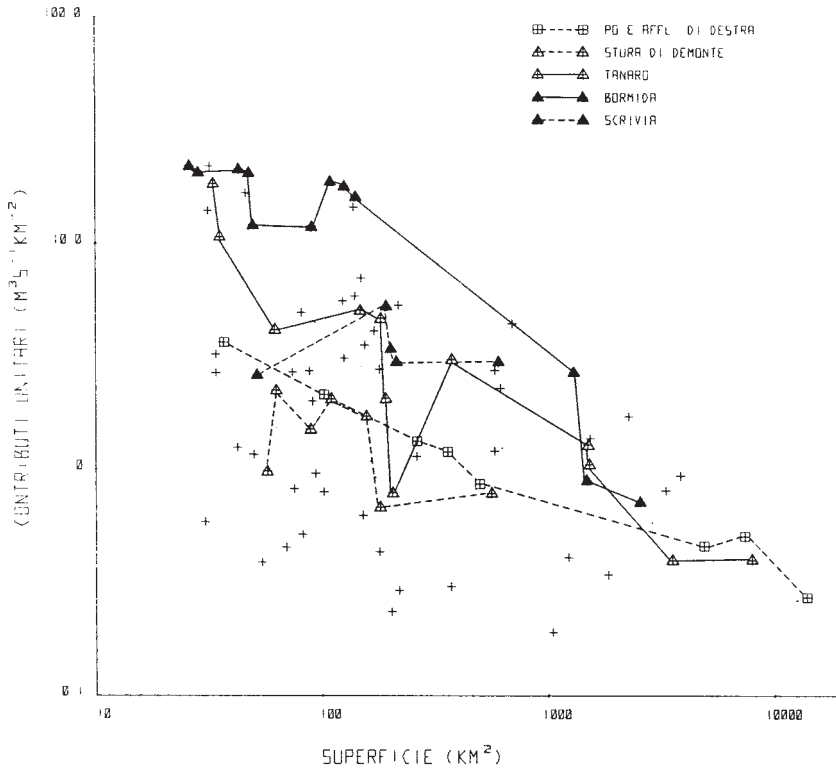
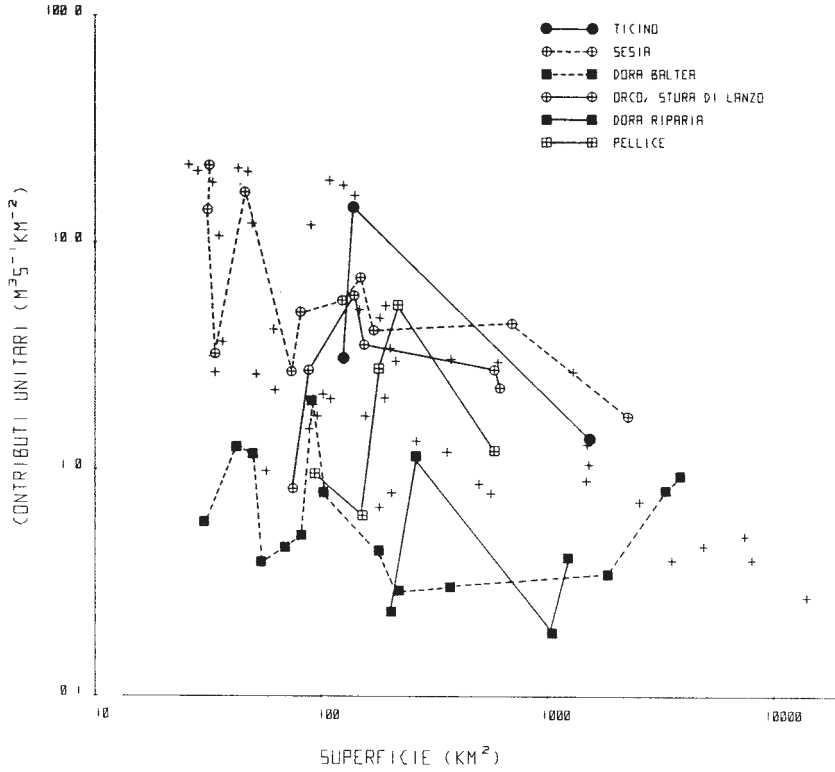


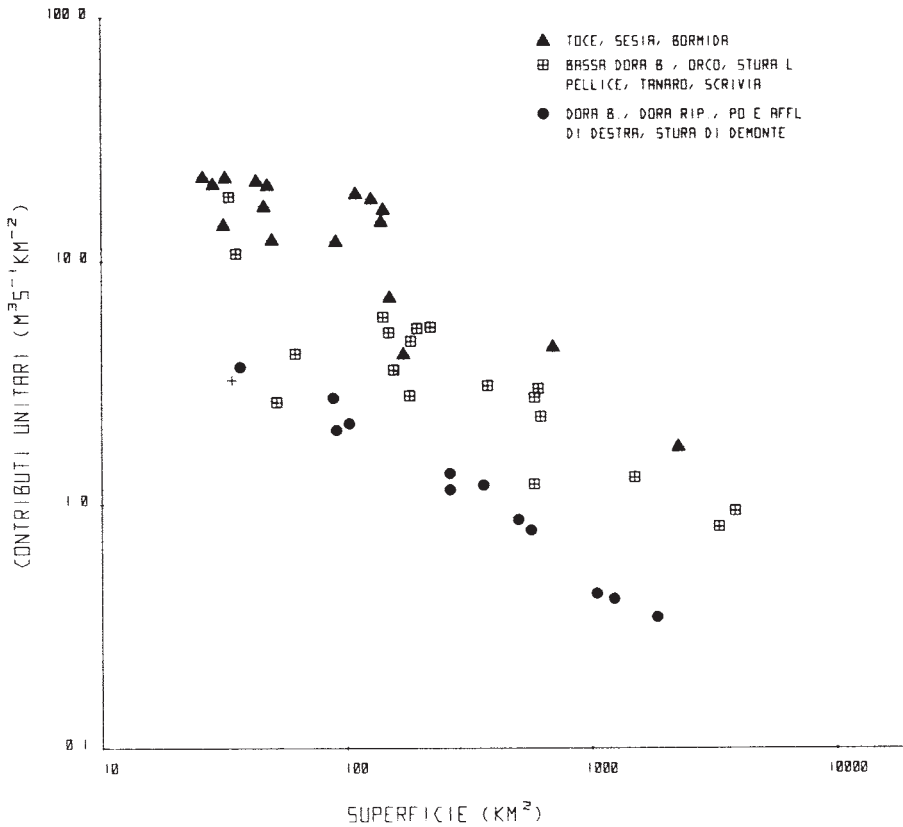
Fig. A.6 - Massimi contributi per Piemonte e Valle d'Aosta



piena o all'appartenenza del corso d'acqua ad una diversa zona idrologica.

A titolo di esempio si è proceduto ad una riduzione e classificazione dei punti della figura A.6 tenendo conto dei soli, corrispondenti ad eventi che presentano caratteri di eccezionalità con riferimento alle notizie sugli effetti prodotti che è stato possibile ricavare dallo spoglio di documenti di archivio dell'Istituto protezione idrogeologica nel bacino padano del CNR. Anche tenendo conto di questa classificazione (fig. A.7), si identificano per il solo settore piemontese-valdostano del bacino padano almeno tre zone differenziate.

Fig. A.7 - Dati relativi ai soli eventi eccezionali

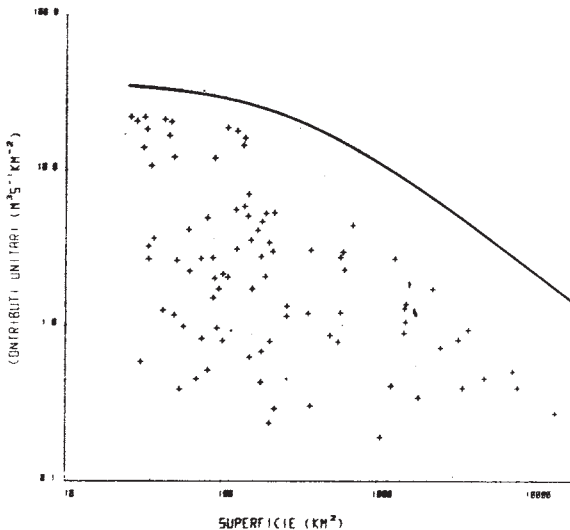


Per queste considerazioni sembra che fra le formule d'inviluppo siano da preferirsi le formule che fanno intervenire un fattore regionale, come la formula di Gherardelli-Marchetti con le successive precisazioni del parametro  $q_{100}$  (Mongiardini, Mele, etc.).

Per superare le difficoltà derivanti dalla definizione di zone omogenee, vari autori hanno proposto metodologie che fanno intervenire altri parametri oltre all'area: tipica di questo genere è la formula di Iskowski, ricavata da dati di circa 300 corsi d'acqua europei. Questo tipo di formula è ancora nella logica dell'inviluppo, e quindi soggetta a possibili superamenti; inoltre appare giustificato chiedersi se i soli parametri presi in conto (per alcuni dei quali è prevista un'attribuzione di valori a partire da considerazioni e osservazioni qualitative sulla morfologia del bacino) siano sufficienti a dare una adeguata tipicizzazione del comportamento regionale.

Ancora, lo stesso tipo di difficoltà unitamente ad un dubbio criterio di "sicurezza" potrebbe indurre a preferire formule che, indipendentemente dai fattori locali, considerino colmi veramente estremi; un esempio di una tale formula è stata data da Baird e Mc. Illwraith con dati di tutto il mondo ed è presentato in figura A.8, a titolo di curiosità, a fronte dei già citati dati di Piemonte e Valle d'Aosta.

Fig. A.8 - Inviluppo dei massimi mondiali a fronte dei dati piemontesi



In effetti la valutazione del tempo di ritorno connesso con un assegnato valore di portata risulta indispensabile per fornire il più oggettivamente possibile una misura di questa sicurezza. Così Tonini (1966) determina, in via approssimata, i tempi di ritorno attribuibili ai valori desunti da talune formule empiriche, ma essi devono essere presi solo come riferimenti di larga massima (Lazzari, 1977). Risulta comunque impossibile passare da questi valori ad altri di diverso tempo di ritorno in quanto si prescinde assolutamente da una qualsiasi ipotesi sulle distribuzioni di frequenza: per questo tipo di problema occorre rifarsi ai metodi "di interpolazione".

I risultati dei confronti eseguiti sono riportati in tabella A.10.

Tabella A.10 - Confronto tra i metodi di inviluppo

Metodo		Piene confrontate	Eccedenze	
			n°	%
Gherardelli-Marchetti	$q_{100}=17.3$	89	4	5
	$q_{100}=5$	89	43	48
Mele	$q_{100}=12.4$	32	3	9
	$q_{100}=14.2$	32	0	0
Forti	$h_{24}=200$	72	27	38
	$h_{24}=400$	72	15	21
De Marchi		38	2	5
Giandotti		72	12	17
Scimemi		72	25	35
Pagliaro		72	5	7
Francou-Rodier		89	34	38
Kresnik-Valentini		66	32	49
E.A.S.F.		89	38	43
Iskowski		89	36	40
Mongiardini		89	4	5

A.3.1.2. I metodi "di interpolazione" che valutano la portata di assegnata frequenza possono essere considerati perfezionamenti dei precedenti allo scopo di eliminare l'inconveniente del superamento. Così, per esempio, il metodo di Cook può essere visto come un aggiornamento del metodo di Iskowski per ottenere la portata venticinquennale; più evidente è la somiglianza della formula (A.16) con alcune esplicitazioni delle curve inviluppo.

Raffa (1962; 1967) ottenne, a partire dalle regolarizzazioni dei contributi unitari di piena degli affluenti del Po (Rossetti, 1958), valori del parametro  $q_{100}$  della formula di Gherardelli-Marchetti per assegnati valori di probabilità.

Un nostro tentativo di ottenere tramite regressione multipla i valori cinquantennali a partire da alcuni parametri morfometrici e pluviometrici

per bacini piemontesi e lombardi, ha portato a coefficienti di correlazione multipla inferiori a 0.8; questo può dipendere dalla limitazione nel numero dei parametri adottati per la regressione, così pure come dalle inevitabili imprecisioni nella stima della portata cinquantennale dovute alla scarsa estensione di alcuni campioni. Tuttavia, osservando che i parametri morfometrici sono in genere correlati fra di loro (Murphey et al., 1977; Benson, 1962; 1964; Thomas, Benson, 1970) è possibile che la già osservata scarsa omogeneità nell'ambito territoriale considerato non consenta precisioni maggiori.

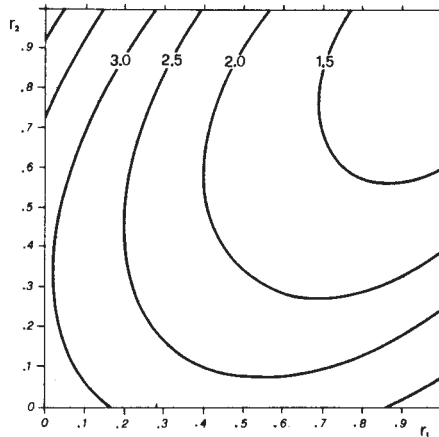
I metodi che usano la regressione sono ovviamente utilizzabili per la sola zona per cui vengono tarati. Sembra ragionevole adottare una certa cautela allorché si usano metodi (Cook, Fuller) che vengono ritenuti "universalmente" validi, ma che utilizzano ugualmente tecniche di interpolazione su un numero di dati limitato. Riguardo al metodo di Fuller, che, pur con le precisazioni fatte dal Tonini per adattarlo alle condizioni italiane, non sfugge a questa critica, si deve ancora notare che l'estrapolazione dei colmi a partire dai valori massimi giornalieri ne costituisce un ulteriore punto debole.

La regolarizzazione dei valori giornalieri porta ad ottenere regressioni generalmente migliori: inoltre, almeno per quanto concerne il bacino del Po, la non agibilità degli archivi del Servizio Idrografico impedisce il ricorso ad idrogrammi di piena, sicché risulta spesso indispensabile fare affidamento sui soli valori giornalieri pubblicati. Gli alti coefficienti di regressione che si ottengono per questa via (Butera, 1976) non devono però trarre in inganno: le incertezze sulla deduzione dei colmi sono gravi e sono testimoniate dal numero di formule proposte a partire dalla già citata A.17; Versace e Principato (1977) per i bacini della Calabria trovano che il rapporto fra portata al colmo e portata media giornaliera, massime annue, è una variabile casuale indipendente dalla superficie del bacino, dotata di una sua propria distribuzione di frequenza.

Nel corso dell'elaborazione per la regolarizzazione dei colmi nel bacino padano si è anche tentata l'utilizzazione della metodologia proposta da Langbein per la deduzione del rapporto  $r$  fra il colmo di piena e la portata media del giorno in cui la piena si è verificata a partire da valori giornalieri. Dette  $Q_g, Q_{g-1}, Q_{g+1}$  le portate del giorno di piena, di quello precedente e di quello successivo, il metodo pone  $r = Q/Q_g$  in funzione di  $r_1 = Q_{g-1}/Q_g$  e di  $r_2 = Q_{g+1}/Q_g$ ; generalmente vengono tracciate le curve ad

uguale  $r$  sul piano coordinato  $(r_1, r_2)$ . Per questo si sono potuti utilizzare quei soli valori di colmo che, dallo spoglio dei "Dati Caratteristici" e degli "Annali Idrologici" del Servizio Idrografico, risultavano datati. In totale si sono ricavate circa 600 piene datate; i risultati ottenuti non sono stati però all'altezza delle aspettative. La superficie schematizzata a titolo di esempio in figura A.9, ottenuta stimando ai minimi quadrati i parametri di una polinomiale completa del secondo ordine in due variabili, ha fornito un coefficiente di correlazione di appena 0.36, a testimonianza della notevole variabilità attorno a questo "comportamento medio".

Fig. A.9 - Rapporto colmo/giornaliera, in funzione di rapporti fra portate giornaliere (metodo Langbein): applicazione al bacino del Po



Interessanti risultano i metodi che stimano direttamente i parametri delle regolarizzazioni dei colmi a partire dalle caratteristiche dei bacini idrografici.

Per Piemonte e Lombardia è stato effettuato un tentativo di regressione multipla tra parametri della distribuzione e parametri morfo-pluviometrici, utilizzando distribuzioni log-normali. I coefficienti di regressione sono risultati tuttavia non molto elevati ( $R < 0.86$ ). I possibili motivi di ciò, oltre che nel numero e nel tipo dei parametri usati, si ritiene possano ancora essere individuati nelle difficoltà incontrate per la regionalizzazione, a causa delle incompletezze e disomogeneità nelle serie storiche dei massimi colmi annui.

Riteniamo che un lavoro organico di questo tipo debba forzatamente partire dalla lettura e rielaborazione dei documenti originali, cioè dagli idrogrammi, come d'altronde è già stato fatto all'estero, per la Gran Bretagna e Irlanda del Nord, dal National Environmental Research Council (NERC, 1975). Esso comporterebbe inoltre l'installazione e la gestione in maniera sistematica di nuove sezioni di misura che interessassero in modo

particolare le aree più soggette storicamente ad eventi calamitosi, quelle meno provviste di stazioni idrometrografiche e quelle corrispondenti a zone di transizione tra regioni per le quali si presume un diverso comportamento idrologico.

Tabella A.11 - Riassunto dei metodi di "interpolazione"

Metodo	Parametri stimati	a partire da	Ambiti di validità
Cook	portata 25-ennale	parametri morfo-pluviometrici	$0.025 < S < 50$
Tonini, Bixio, Della Lucia	portata centennale	area	bacini dolomiti
Tonini Fuller	portata T-ennale	area e tempo di ritorno	
Lazzari	parametri log-normale	area e altitudine media	Sardegna
Canuti Moisello	media e scarto q. m. dei colmi massimi annuali	area e parametri pluviometrici	Liguria e Toscana

A.3.1.3. Analizziamo qui i singoli componenti della formula razionale.

Le piogge intense sono state valutate da diversi autori su varie parti del territorio nazionale: nella tabella A.8 sono stati riportati solamente i lavori che hanno interessato aree di una certa estensione.

L'esperienza fatta in sede di elaborazione dei dati piemontesi (Anselmo et al., 1980) ci ha convinto della fondatezza di quanto a suo tempo osservato da Cao et al. (1969, p. 297) i quali hanno proceduto ad una rilettura dei pluviogrammi per la determinazione dei massimi di un'ora, "stante la lacunosità e l'incertezza dei valori riportati" negli Annali Idrologici. In sede di controllo automatico delle schede dei dati pluviografici del bacino padano usati per il citato lavoro (Anselmo et al.; 1980), solo il 13% delle discrepanze individuate risultò attribuibile ad errori incorsi nel processo di tabulazione ed archiviazione automatica. Il restante 87% è presente sugli Annali.

Si segnala ancora che gli apparecchi pluviografici settimanali in uso al Servizio Idrografico non consentono una risoluzione temporale che scenda al di sotto della mezz'ora. Nel caso di eventi particolarmente gravosi diventa spesso impossibile la stessa decifrazione dei millimetri precipitati, a meno che il pennino scrivente e il meccanismo di trascinamento della carta non siano in perfette condizioni. In ogni modo si è ancora lontani dal poter fornire le regolarizzazioni delle piogge massime annuali per durate da 10 minuti a 72 ore come invece presenta la National Water and Soil

Conservation Organisation per la Nuova Zelanda con dati risalenti, per le più brevi durate, fino al 1954 (Tomlison, 1980; Coulter, Hessel, 1980).

Del problema delle metodologie di raccolta ed elaborazione dei dati idrologici si è occupato recentemente il Progetto Finalizzato "Conservazione del Suolo" (CNR, 1978), nel corso di un convegno indetto allo scopo. In tale sede è stata più volte ribadita la necessità di una automatizzazione che coinvolga sia il processo di archiviazione, sia il controllo e l'elaborazione, consentendo un più rapido e affidabile ricorso ai dati da parte degli utenti.

Tornando alla formula razionale rileviamo che la parte più delicata del metodo risiede nella valutazione del coefficiente di deflusso (per l'attribuzione di valori cf. Holy, 1980 p. 50 e segg.) e del tempo di corrivazione; una verifica sperimentale di entrambi i parametri sarebbe oltremodo importante.

Per effettuare un tale controllo si deve fare ricorso a dati desumibili dalle registrazioni di afflussi e deflussi per un congruo numero di stazioni ed eventi. Purtroppo, almeno per il bacino del Po, questo è risultato impossibile per la mancata disponibilità delle registrazioni idrometrografiche, anche di quelle relative ad anni già pubblicati. Attenendoci ai soli dati reperibili in letteratura (precisamente nei già citati lavori di Merlo, 1973 e Puglisi, Zanframundo, 1978) si è ottenuta la tabella A.12 nella quale sono presentati i tempi di corrivazione ricavati con le formule precedentemente esposte, a fronte di quelli osservati, ricavabili cioè dalle osservazioni dirette. Ne risulta una più o meno sensibile concordanza tra i valori, fatta eccezione per la formula di Kirpich, che pertanto non dovrebbe essere usata per i nostri bacini.

E' doveroso, comunque, mettere in guardia circa le approssimazioni in cui si incorre nell'adozione di queste formule, stante la scarsità dei dati sperimentali di cui gli autori furono costretti a servirsi nelle loro deduzioni (tab. A.13). A titolo di paragone, in lavori recenti, nella sintesi di idrogrammi unitari, sono stati utilizzati, per la Gran Bretagna, idrogrammi di 143 stazioni tutte sottendenti bacini a superficie minore di 500 km<sup>2</sup>, con una media di 10 eventi per stazione (NERC, 1975); mentre per la Francia il Centre Technique du Génie Rural des Eaux et des Forêts (CTGREF) del Ministero dell'Agricoltura potè disporre dei dati di 187 bacini in ambiente agricolo di superficie variabile fra 2 e 200 km<sup>2</sup>, con, mediamente, 20 episodi di piena ciascuno (CTGREF, 1980).

Tabella A.12 - Confronto fra tempi di corrivazione calcolati con formule diverse

Dati e fonte	t oss.	Valori calcolati dalle formule						
		(A.26)	(A.27)	(A.28)	(A.29)	(A.30)	(A.31)	(A.32)
Merlo (1973)								
1	4.0	5.31	3.35	1.66	2.57 - 3.86	5.84	3.64	4.06
2	6.5	8.05	4.02	2.58	3.91 - 5.86	10.46	4.71	5.18
3	7.0	3.10	1.95	0.76	1.85 - 2.78	1.70	4.83	2.30
4	9.2	5.69	2.67	1.40	3.30 - 4.94	4.66	5.54	3.24
5	8.6	11.32	5.62	2.69	4.46 - 6.69	12.16	8.56	5.15
6	10.4	5.65	3.10	1.69	3.83 - 5.75	5.02	5.43	3.63
7	9.9	8.18	3.36	1.55	3.50 - 5.25	5.50	8.24	3.47
8	7.7	6.44	2.93	1.28	3.26 - 4.89	3.92	7.64	3.00
9	7.8	7.33	2.86	1.30	3.80 - 5.69	4.99	7.78	2.89
Puglisi Zanframundo (1978)								
1	5.73	5.09	6.87	1.95	3.33 - 5.00	5.12	6.50	4.71
2	5.50	4.68	5.61	1.99	4.07 - 6.11	6.07	5.12	4.92
3	4.06	4.21	3.74	1.65	2.78 - 4.17	3.77	5.53	4.08
4	3.86	3.75	4.01	1.48	3.15 - 4.72	4.19	4.45	4.20
5	5.25	6.10	5.26	1.89	4.44 - 6.67	6.53	6.94	5.02
6	5.85	6.00	5.02	2.33	4.63 - 6.94	7.01	6.65	5.19

Tabella A.13 - Caratteristiche e numero di sezioni usate dai diversi autori per la derivazione delle formule del tempo di corrivazione

Autore	Formula	N° bacini	Localizzazione	Superficie
Ventura	(A.26)	1	Lorgana-Zena (pianura bolognese)	251
Giardotti	(A.27)	12	9 nel bacino del Po Reno a Casalecchio Arno a S. Giovanni alla Vena Tevere a Roma-Ripetta	170 - 70000
Viparelli (*)	(A.29)	9	Campania e Basilicata	10.3 - 5542
Pezzoli (*)	(A.30)			
Merlo	(A.31)	9	Bacini osservati dalla Sez. di Torino, Uff. Idrografico del Po	30 - 170
Puglisi Zanframundo		6	Subappennino dauno	43 - 94

(\*) I dati vennero usati per approntare una metodologia di ricostruzione degli idrogrammi, ma non per derivare la formula (A.29), ottenuta invece per confronto con i valori ricavati dalla (A.27)

(\*) In una tabella (Pezzoli, 1970, p. 18) sono presentati dati di 30 bacini non sottesi da sezioni idrometrografiche, a titolo di esempio di calcolo; non è invece riportato un confronto con valori osservati



Da questi stessi esempi si può trovare conferma del fatto che, qualora si disponga di un sufficiente numero di dati, la formula razionale risulta largamente superata, per le incertezze che comporta, a favore dei metodi che si rifanno a schemi di tipo "idrogramma unitario".

Inoltre la letteratura (Gray, 1970, p.8.2) segnala che il metodo razionale deve intendersi applicabile con ragionevole attendibilità a bacini di superficie non superiore a qualche chilometro quadrato, e solo in via di larga approssimazione può essere utilizzato per bacini fino al centinaio di chilometri quadrati. In proposito si noti (tab. A.13) come le formule usuali del tempo di corrivazione siano state desunte con dati di bacini aventi superfici superiori a questo limite.

#### A.3.2. - Alcuni criteri di scelta fra i metodi

I fattori che possono influenzare la scelta di un metodo per l'applicazione ad un particolare bacino in esame (Mosonyi, 1969) possono essere ricondotti a questi fondamentali:

- dati idrometeorologici, loro disponibilità, tipo, qualità, quantità;
- precisione che si desidera raggiungere nella stima della portata; a sua volta questa dipende dalle caratteristiche e dall'importanza dell'opera in progetto, dalla fase di progetto per la quale tale stima è richiesta, dalle condizioni di sicurezza che devono essere rispettate, etc.;
- caratteristiche fisiche del bacino, prime fra tutte la superficie e l'ambiente in cui il bacino è situato.

E' evidente che, a loro volta, questi tre fattori si condizionano a vicenda; le sole caratteristiche fisiche sembra possano ritenersi "fattori indipendenti". Per il resto, se è palese che la disponibilità di dati condiziona la precisione delle valutazioni, può verificarsi che particolari esigenze inducano ad intraprendere campagne di rilevamento dati.

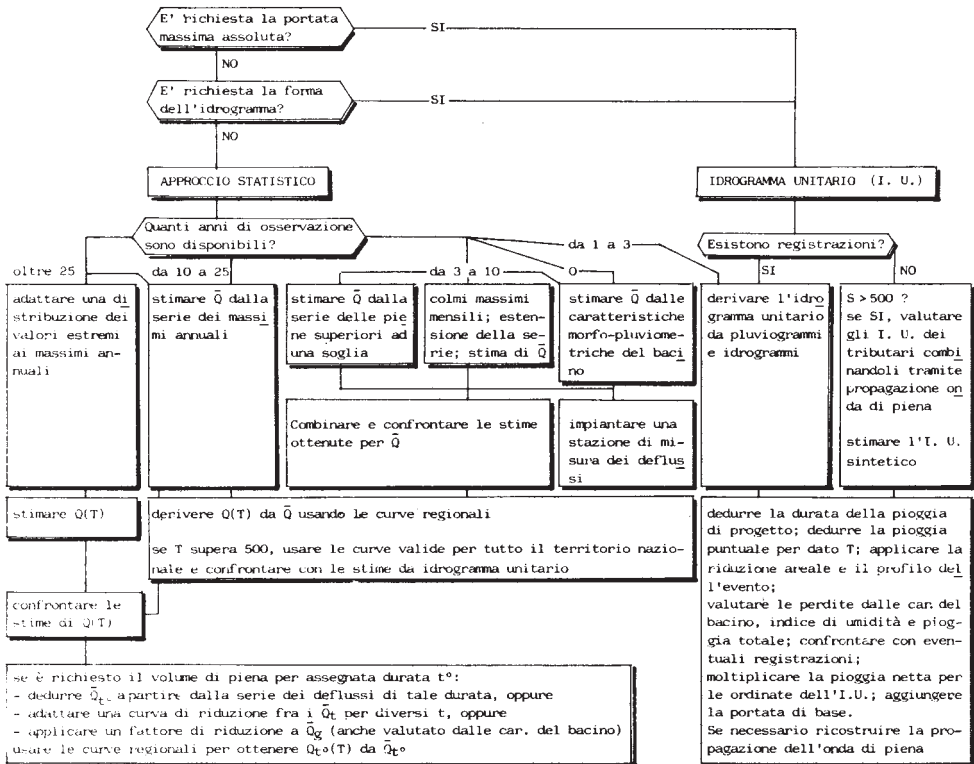
A questo proposito il NERC (1975, vol. I, p. 342) per la Gran Bretagna segnala che la precisione ottenibile tramite un'equazione regionale di regressione dai parametri morfometrici, nella stima del valor medio della portata annua al colmo, è leggermente inferiore a quella ottenibile da un anno di registrazione.

Gray (1970) suddivide i metodi in funzione della superficie del bacino secondo lo schema di tab. A.14. Il NERC, nel citato lavoro (vol. I, p. 14), presenta una guida all'impiego dei metodi proposti in cui è evidenziata la dipendenza dai dati disponibili (fig. A.10).

Tabella A.14 - Scelta dei metodi in funzione dell'area del bacino (da Gray, 1970)

Superficie	Metodi
fino a 2	metodo razionale
fino a 250	metodo razionale; idrogramma unitario; calcolo delle frequenze di piena; colmi in funzione dell'area
250 - 5000	idrogramma unitario; calcolo delle frequenze di piena; colmi in funzione dell'area
oltre 5000	modelli di propagazione dell'onda di piena; calcolo delle frequenze di piena; colmi in funzione dell'area

Fig. A.10 - Schema di scelta fra metodi secondo il Flood Studies Report (NERC, 1975)



Si può notare in quest'ultimo schema l'assenza di formule empiriche, eccettuate quelle che fanno uso della regressione multipla dai parametri del bacino per ottenere la portata di piena media annua.

Da questi esempi di classificazione operative e dalle osservazioni precedentemente svolte possiamo ricavare i seguenti criteri:

- se non è richiesta la definizione di un tempo di ritorno e ci si può accontentare di una generica "portata massima" non meglio definita, l'uso delle formule d'inviluppo è sufficiente. Fra queste sembra da preferirsi la formula di Gherardelli-Marchetti con le successive precisazioni del parametro  $q_{100}$  date da Mongiardini e, per i bacini aventi superficie minore di  $100 \text{ km}^2$ , da Mele.
- Se è richiesto il tempo di ritorno, in mancanza di serie storiche, si può fare riferimento a regressioni regionali, se disponibili. Nel caso di piccoli bacini ( $S < 10$ ) si può usare la formula razionale; per bacini fino a circa  $300 \text{ km}^2$  i risultati ricavati dall'applicazione della formula razionale possono essere ritenuti valori di massima. Per bacini fino a  $50 \text{ km}^2$  un altro valore di prima approssimazione può essere ricavato usando la metodologia di Cook.

#### A.4. - ALTRI METODI

Si espongono alcuni metodi apparsi recentemente, non immediatamente applicabili, come risultati, alla valutazione delle portate di piena nei bacini italiani, ma interessanti per quanto riguarda le metodologie adottate.

- Il CTGREF (1980) ha derivato una formula per le portate al colmo decennali per bacini siti in ambiente agricolo con superfici comprese fra 2 e 200 km<sup>2</sup>. Questa formula risulta dall'applicazione del metodo dell'idrogramma unitario sintetico secondo lo schema sviluppato dal Soil Conservation Service, Departement of Agriculture, statunitense.

A partire da alcuni dati meteorologici e morfologici si derivano le caratteristiche dell'idrogramma unitario: con questo è possibile calcolare l'idrogramma di piena conseguente ad una pioggia nota. Vengono poi definite le caratteristiche di una pioggia di progetto che consentono di pervenire direttamente alla determinazione della portata al colmo.

I dati necessari sono S, L (valutati su carte 1/25000 o 1/50000),  $\bar{h}_A$ ,  $h_g(10)$ , pioggia giornaliera decennale del posto pluviometrico più rappresentativo, n, esponente della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica,  $\bar{\theta}_A$ , temperatura media annua riportata al livello del mare.

Secondo la formulazione originale del metodo si valutano in un primo momento le seguenti quantità:

$$(A.36) \quad \ln D = -0.69 + 0.32 \ln S + 2.2 \left\{ \frac{\bar{h}_A}{(h_g(10) \bar{\theta}_A)} \right\}^{\frac{1}{2}}$$
$$J = 260 + 21 \ln (S/L) - 54 \left\{ \frac{\bar{h}_A}{h_g(10)} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

Scritte in termini dei logaritmi decimali danno luogo alle

$$(A.37) \quad \log D = -0.30 + 0.32 \log S + 0.96 \left\{ \frac{\bar{h}_A}{(h_g(10) \bar{\theta}_A)} \right\}^{\frac{1}{2}}$$
$$J = 260 + 48 \log (S/L) - 54 \left\{ \frac{\bar{h}_A}{h_g(10)} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

A partire da questi valori, posto  $a = 24^{1-n} h_g(10)/21$ , si calcolano due parametri intermedi

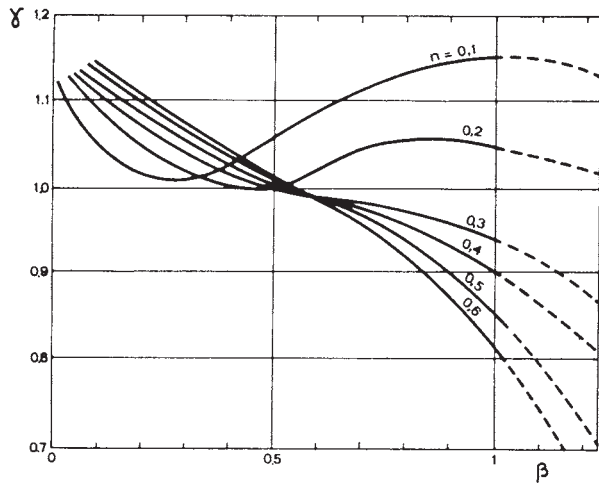
$$(A.38) \quad \alpha = a / \{1 + \sqrt{S} / (30 \sqrt[3]{D})\}$$
$$\beta = 1 - 0.2 J / \{\alpha (1.25 D)^n\}$$

Infine la portata al colmo decennale risulta dalla formula

$$(A.39) \quad Q = \gamma \alpha S / (1.25 D)^{1-n} \cdot \beta^2 / (15 - 12 \beta)$$

in cui  $\gamma$  è un fattore correttivo, funzione di  $\beta$  ed  $n$ , che può essere ricavato dal grafico in fig. A.11.

Fig. A.11 - Determinazione del parametro  $\gamma$  (ridisegnata da CTGREF, 1980)



Per tempi di ritorno diversi dai 10 anni, ma comunque compresi fra 2 e 50 anni, si opera come segue: se lo strumento pluviometrico rappresentativo è un pluviografo si ottiene il coefficiente  $a$  della curva segnalatrice corrispondente al tempo di ritorno desiderato, e si riparte dalla (A.38); se si tratta di un pluviometro, di cui si abbia anche la pioggia giornaliera centennale  $h_g(100)$ , in una ipotesi di distribuzione di Gumbel, si ricava

$$(A.40) \quad h_g(T) = \{4.60 h_g(10) - 2.25 h_g(100) - (h_g(100) - h_g(10)) \cdot \ln \ln (1/F)\} / 2.35$$

e si sostituisce  $a = 24^{1-n} h_g(T) / 21$  nelle (A.38).

Es. bacini tipicamente agricoli in Piemonte, sono quelli delle Langhe e del Monferrato; sprovvisti di misure dirette si prestano all'impiego del presente metodo. Si riporta l'esempio di calcolo per il t. Banna, che affluisce in destra Po poco a monte di Moncalieri (TO).

Notizie sulle sue piene sono ricavabili da Anselmo e Tropeano (1974). I dati necessari per l'applicazione del metodo sono:  $S = 360$ ,  $L = 34$ ,  $\bar{h}_A = 700$ ,  $h_g(10) = 104$ ,  $n = 0.24$ ,  $\bar{\theta}_A = 14.1$ ; i calcoli si sviluppano come segue

$$\log D = -0.3 + 0.32 \log 360 + 0.96 \sqrt{700 / (104 \times 14.1)} = 1.18$$

$$D = 15.1$$

$$J = 260 + 48 \log (360 / 34) - 54 \sqrt{700 / 104} = 169.1$$

$$a = 24^{1-0.24} \times 104 / 21 = 55.4$$

$$\alpha = 55.4 / \{1 + \sqrt{360} / (30 \sqrt[3]{15.1})\} = 44.1$$

$$\beta = 1 - 0.2 \times 169.1 / \{44.1 (1.25 \times 15.1)^{0.24}\} = 0.621$$

dalla fig. A.11, per  $n = 0.24$  e  $\beta = 0.62$  ricaviamo  $\gamma = 1.02$

Si ottiene così

$$Q(10) = 1.02 \times 44.1 \times 360 / (1.25 \times 15.1)^{1-0.24} \times 0.621^2 / \\ / (15 - 12 \times 0.621) = 88.7$$

Per  $T = 100$  è  $a = 72$ , per cui

$$\alpha = 72 / \{1 + \sqrt{360} / (30 \sqrt[3]{15.1})\} = 57.33$$

$$\beta = 1 - 0.2 \times 169.1 / \{57.33 (1.25 \times 15.1)^{0.24}\} = 0.709$$

$$\gamma = 1.03$$

$$Q(100) = 1.02 \times 57.33 \times 360 / (1.25 \times 15.1)^{1-0.24} \times 0.709^2 / \\ / (15 - 12 \times 0.709) = 175$$

Questa portata risulta inferiore al valore stimato dal Genio Civile per la piena del novembre 1951 (circa  $430 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ )

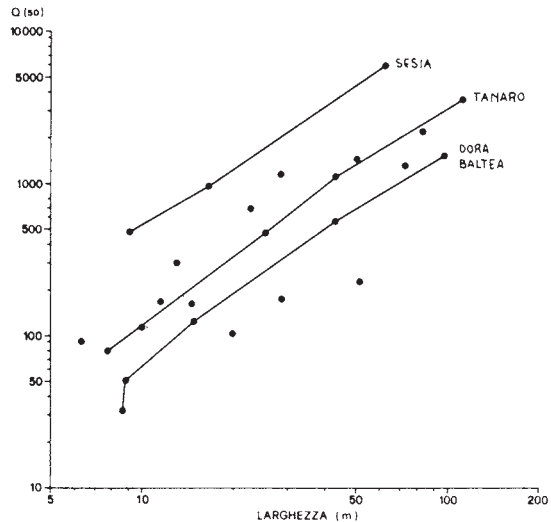
Interessanti sono le osservazioni conclusive alla esposizione del metodo, in cui si ritiene opportuno sottolineare che la sua adozione non deve fare rinunciare alla ricerca di dati idrometrici occasionali e al calcolo idraulico sommario. Il metodo va usato con relativa confidenza solo se i risultati di queste indagini concordano coi risultati del metodo.

- Merita di essere segnalato il metodo studiato da Riggs (1978) con dati dell'America nord occidentale che pone in relazione la portata cinquantennale con la larghezza dell'alveo naturale in opportune sezioni. Viene segnalato che il metodo offre particolari attrattive specie per le zone aride e semi-aride, per quelle in cui si abbia una grande variabilità spaziale delle precipitazioni, oppure là dove fattori geologici condizionino il regime delle piene.

Un sommario controllo è stato effettuato per alcune stazioni idrometro grafiche piemontesi. Le portate cinquantennali sono state ricavate da un

preesistente lavoro di regolarizzazione (Anselmo et al., 1981), mentre la larghezza dell'alveo "a piene rive" (bank-full stage) è stata valutata provvisoriamente a partire dalle sezioni pubblicate sugli Annali Idrologici del Servizio Idrografico. I risultati sono presentati in figura A.12 e lasciano intravedere possibilità per sviluppi favorevoli.

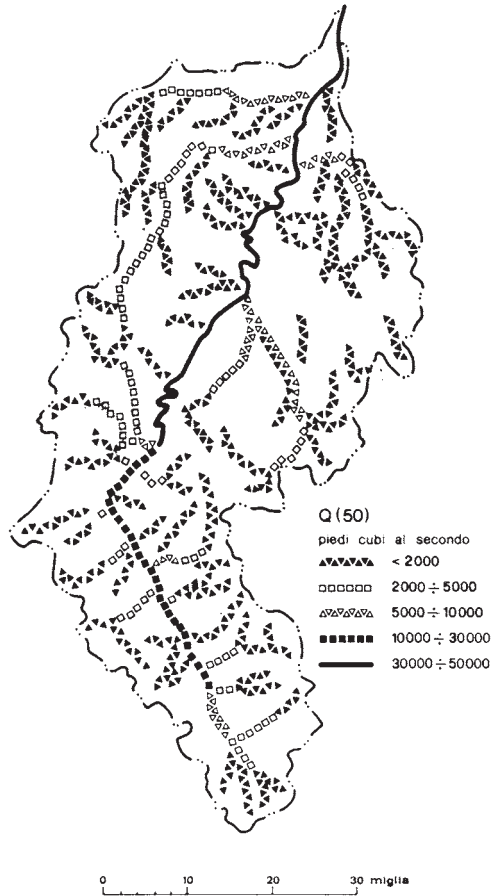
Fig. A.12 -  $Q(50)$  in funzione della larghezza dell'alveo



- Lo United States Geological Survey (USGS) produce fra gli elaborati di un "atlante idrologico" un tipo di cartografia orientata allo studio delle piene. Oltre alla segnalazione delle aree inondabili, viene presentata una "carta delle piene", in cui vengono definite alcune classi di variabilità per la portata di piena cinquantennale, ed il reticolo idrografico viene ripartito in tronchi contrassegnati da simboli diversi a seconda della classe nella quale rientra la portata attribuibile a ciascun tronco.

L'esempio di figura A.13 è tratto da Gilbert e Kammerer (1971) ed è relativo al fiume Genesee nello stato di New York. Per sondare la possibilità di ripetere un lavoro simile per i bacini italiani (almeno per quelli di medie dimensioni), si può ripetere l'elaborazione di cui alla tabella A.15: in essa le principali caratteristiche della strumentazione e dei dati usati per il Genesee river sono messe a confronto con quelle ricavabili dai dati ufficiali del Servizio Idrografico per tre fiumi del bacino del Po. Di questi la sola Dora Baltea risulta possedere una documentazione adeguata all'applicazione del metodo. Si può osservare che, essendo i dati pub

Fig. A.13 - Cartografia delle piene del Genesee River secondo lo US Geological Survey (ridisegnato da Gilbert, Kammerer, 1971)



blicati fino a tutto l'anno 1970, l'ulteriore acquisizione dei dati rilevati fino ad oggi porterebbe ad allungare le serie storiche.

Anche al momento attuale, però, i bacini meglio strumentati risultano essere quelli per i quali è più vivo l'interesse per l'utilizzazione idroelettrica, conseguentemente agli interventi diretti dell'ENEL nella installazione e nel controllo di strumenti idrometrici.

A titolo esemplificativo la Bormida, con i suoi affluenti, risulta essere uno dei corsi d'acqua più pericolosi del Piemonte (cfr. fig. A.6): tuttavia risulta anche la peggio strumentata fra i tre esaminati; dal 1960 inoltre - anno col quale cessa di funzionare la stazione sull'Erro a Sassello - i suoi deflussi non sono più stati registrati. Un suo affluente,



Tabella A.15 - Caratteristiche della strumentazione del Genesee a fronte di quelle di alcuni bacini piemontesi

Bacino	Superficie	N° stazioni	Sup. media per staz.	Tot. anni osservati	Durata delle osservazioni (anni)		
					media	min.	max.
Genesee	6400	22	291	540	25	3	64
Po a S. Mauro	7400	14	529	305	22	8	52
Dora Baltea a diga Mazzè	3800	14	271	263	19	2	48
Bormida ad Alessandria	2500	4	625	56	14	4	23

l'Orba, noto per le piene disastrose (De Marchi, 1937; Anselmo, 1978), non è mai stato sotteso da alcuna stazione di misura.

- Restano ancora da vedere i metodi di regionalizzazione cui si fa riferimento nello schema di figura A.10 (usati nel Flood Studies Report, NERC, 1975). In questa sede se ne dà unicamente una descrizione sommaria, mentre per gli aspetti teorici si rimanda alla parte B della presente raccolta (v. anche Todini e Sarraglini, 1980).

Consiste nel derivare, a partire da tutti i dati raccolti su una regione, una sola curva di frequenza per la variabile  $x = Q/\bar{Q}$  rapporto fra la portata al colmo massima annua e la portata al colmo media annua. Il tipo di distribuzione usato per la regolarizzazione delle frequenze osservate e i criteri seguiti nella suddivisione del territorio in regioni omogenee possono essere diversi. Nel lavoro inglese viene adottato uno schema di Gumbel, mentre le regioni (10 fra Gran Bretagna e Irlanda del Nord) sono state definite tenendo conto delle curve di frequenza per le singole stazioni di misura e delle caratteristiche geografiche.

In alternativa a questa procedura Wallis (1980) utilizza la distribuzione di Wakeby a quattro parametri e suddivide le stazioni in gruppi in base a risultati di test statistici.

A.5. - RIEPILOGO SULL'APPLICAZIONE DEI METODI

I metodi empirici rispondono all'esigenza di ottenere, in mancanza di dati sperimentali, una valutazione delle portate di piena prevedibili per un corso d'acqua. Questa proposizione comporta che, disponendo di dati, si faccia piuttosto ricorso ai metodi dell'indagine statistica o all'applicazione di modelli matematici deterministici, compatibilmente con i vincoli, economici e di tempo da una parte, di sicurezza dall'altra, imposti dall'opera oggetto di studio.

Le stime ricavabili dalle formule empiriche debbono ritenersi tutte più o meno largamente approssimate. La preminenza dei valori sperimentali su qualsiasi possibile estrapolazione dovrebbe portare, almeno in alcuni casi, ad intraprendere una campagna di misure: periodi da uno a tre anni di osservazione contemporanea di precipitazioni e deflussi possono essere ritenuti sufficienti per l'applicazione di modelli.

In ogni caso, anche quando un'operazione simile risultasse eccessivamente onerosa a fronte dei vantaggi ottenibili, è assolutamente indispensabile procedere ad una raccolta di possibili informazioni occasionali sul corso d'acqua in esame; le più usuali sono costituite da valutazioni di portate di piena eseguite da Enti, Consorzi, manifatture etc.; livelli idrometrici di piena riportati su edifici; informazioni sul dimensionamento e sul comportamento di opere già eseguite; informazioni su conseguenze di precedenti eventi (aree alluvionate, danni ad infrastrutture, etc.).

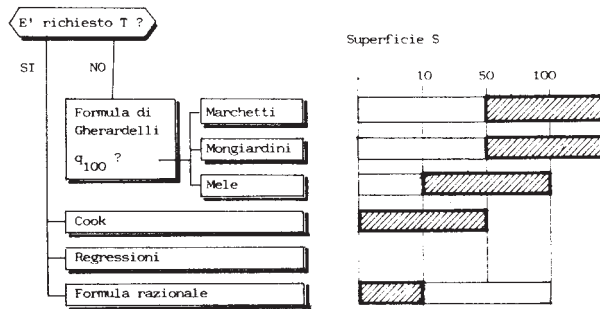
In effetti esiste una notevole quantità di dati di piena (portate o livelli idrometrici) non comunicati agli Uffici Idrografici, non pubblicati o non raccolti, ma ancora reperibili, laddove gran parte del materiale dello stesso Servizio Idrografico, e particolarmente quello inedito, risulta al momento attuale inaccessibile perdurando la situazione di crisi in cui, ormai da un decennio, questo Ente è coinvolto.

Al di là di queste considerazioni, è doveroso segnalare l'opportunità di una continuità nell'esecuzione di valutazioni indirette di portata a seguito degli eventi alluvionali da parte degli Enti interessati: un considerevole aiuto nell'esecuzione di tali rilievi e misurazioni è costituito dal lavoro di Benson (1968).

Una volta acquisito questo tipo di materiale, la successiva scelta di particolari metodi di calcolo può essere fatta in funzione della esigenza o meno di valutare il tempo di ritorno, e in funzione della superficie del

bacino. Nella figura A.14 è presentato lo schema di un possibile criterio di scelta tra quei metodi che, alla luce dei confronti eseguiti, ed esaminati nei precedenti capitoli, risultano maggiormente affidabili. La formula di Gherardelli-Marchetti (A.1) viene precisata tramite l'adozione del valore di  $q_{100}$  delle tabelle A.1, A.2, A.3, e della formula (A.13). Il metodo di Cook, riassunto nella formula (A.15) è applicabile a partire dalle tabelle A.6 e A.7 tramite i valori forniti in appositi grafici (figg. A.3, A.4). I valori deducibili da formule ricavate tramite regressione sono riassunti nella tabella A.11; nella stessa sono anche indicate le regioni per le quali tali relazioni sono state ottenute e nel cui stretto ambito possono essere applicate. La formula razionale (A.24) va impiegata nei casi indicati in figura A.14, tenendo presente le considerazioni svolte al punto A.3.1.3.

Fig. A.14 - Possibile schema per la scelta tra le formule empiriche



In ogni caso è consigliabile non fermarsi all'impiego di un solo metodo: per questo è opportuno avere presenti i limiti di validità di ciascuno così da utilizzarli correttamente. La soluzione al problema posto, ossia la definizione di una portata di piena, risulterà dal confronto dei diversi valori ricavati a mezzo di calcoli, con le valutazioni talora anche qualitative derivate dalla raccolta di possibili notizie sugli eventi passati e sulla pericolosità del corso d'acqua.

A conclusione segnaliamo ancora che, soprattutto nei bacini di media e alta montagna la determinazione di una portata liquida di piena non è sufficiente ad impostare correttamente il dimensionamento di opere che interes-

sino i corsi d'acqua, specie quelli di piccole dimensioni. Nel corso di eventi alluvionali si è spesso osservato un ingente trasporto solido di materiali franati dalle sponde e prelevati dall'alveo, che contribuisce in maniera determinante al raggiungimento di elevati livelli di piena (Bogolyubova, 1966; Eguiazarov, Tsovyan, 1967) ed è il principale responsabile dei danni alle infrastrutture; in questi casi (Anselmo, 1980) si impone, oltre ad un adeguato proporzionamento, l'utilizzo di particolari tipologie costruttive ed una programmazione di interventi di bonifica e manutenzione.

BIBLIOGRAFIA

- Anselmo V., Tropeano D. (1974) Eventi alluvionali nel bacino del torrente Banna. CNR Ist. Ric. Prot. Idrogeol., ed. SPE, Torino.
- Anselmo V. (1978) L'evento idrologico del 6 ottobre 1977 nei bacini dell'Orba e affluenti (Piemonte). Mem. Soc. Geol. It., 19, 281 - 288.
- Anselmo V., Di Nunzio F., Godone F. (1978) Indagini idrologiche in un "piccolo bacino"(t. Marchiazza). Mem. Soc. Geol. It., 19, 261-268.
- Anselmo V. (1980) Sul comportamento delle infrastrutture stradali in ambiente alpino nel corso di eventi alluvionali. Atti e Rass. Tecn. Soc. Ingegneri e Architetti, Torino, 113, 2, 61-73.
- Anselmo V., Caroni E., Di Nunzio F., Godone F. (1980) Precipitazioni di breve durata in Piemonte; contributo preliminare. Atti e Rass. Tecn. Soc. Ingegneri e Architetti, Torino, 34, 9, 315-326.
- Anselmo V., Caroni E., Gioda A. (1981) Aspects hydrologiques du bassin occidental du Pô (Italie); limites des données et problèmes d'application des connaissances. Conv. Problemi idrologici nell'assetto territoriale della montagna, Milano, 11 - 13 maggio.
- Autori Vari (1970) Atti della Commissione Interministeriale per lo studio della sistemazione idraulica e della difesa del suolo, Roma.
- Benson M.A. (1962) Factors affecting the occurrence of floods in a humid region of diverse terrain. Geol. Surv. Water Supply, paper n. 1580 B.
- Benson M.A. (1964) Factors affecting the occurrence of floods in the SW. Geol. Surv. Water Supply, paper n. 1580 D.
- Benson M.A. (1968) Measurement of peak discharge by indirect methods. WMO Techn. Note n. 90, 225, TP 119.
- Bogolyubova I.V. (1966) Determination of the levels at which the sensors of mudflow radio-warning devices should be installed. Soviet hydrology, selected papers, 1, 75-86.
- Butera L. (1976) La determinazione delle portate di piena in corsi d'acqua della Valle d'Aosta. Atti e Rass. Tecn. della Soc. Ingegneri e Architetti, Torino, 30, 5-6, 91-95.
- Canali L. (1981) La scelta delle portate di piena per il dimensionamento di opere idrauliche. Giornale del Genio Civile, 55-64.
- Canuti P., Moisello U. (1980) Indagine regionale sulle portate di massima piena di Liguria e Toscana, Geol. Appl. e Idrogeol., 15, 275-304.
- Cao C. (1967) Sulle curve segnalatrici di possibilità pluviometrica. Atti X Convegno Idraulica e Costr. Idr., Cagliari, 167-182.
- Cao C., Pazzaglia G., Puddu P. (1969) Determinazione statistica delle curve di possibilità climatica pluviometrica. Applicazione alle piogge di durata inferiore alle 24 ore in Sardegna. Atti Conv. Idrologia e la sistemazione dei piccoli bacini, Roma, 293 - 315.
- Cati L. (1971) L'evento alluvionale del 7-8 ottobre 1970 sui bacini dei torrenti Leiro, Polcevera e Bisagno. Giornale del Genio Civile, 109, 1, 3-74.

- Cavazza S. (1963) Contributo allo studio degli eventi di piena nei piccoli bacini imbriferi. Atti I Conv. degli Ingg. Idraulici del Genio Civile, Parma, E7, 1-30.
- C.N.R. (1978) Atti del Convegno sull'aggiornamento delle metodologie di raccolta ed elaborazione dei dati idrometeorologici. Roma, 29-30 nov.
- C.N.R. (1979) Resoconto della giornata di lavoro su "PMP, precipitazione massima probabile". C.Lotti e Ass., Roma.
- Coulter J.D., Hessel J.W.D. (1980) The frequency of high intensity rain-falls in New Zealand; part. II. N.Z. Meteorological Serv., Wellington.
- C.T.G.R.E.F. (1980) Estimation d'une crue décennale sur un petit bassin versant non jaugé: la méthode SOCOSE. Cahier n. 38.
- De Marchi G. (1937) Sulla rottura della diga di Sella Zerbino (Molare). Relazione tecnica, ed. Pirola, Milano.
- Della Lucia D., Fattorelli S., Provasi C. (1975) Indagine sulla distribuzione spaziale delle piogge intense nel territorio montano delle Tre Venezie. Annali Centro di Economia Montana delle Venezie, 9, 183-205.
- Della Lucia D., Fattorelli, S. Provasi C. (1976) Determinazione delle zone omogenee per le piogge intense nel Trentino. Mem. Museo Tridentino Sc. Nat., 21, 2.
- E.A.S.F. (1974) Die grössten bis zum Jahre 1969 beobachteten Abflussmengen von schweizerischen Gewässern; les débits maximaux des cours d'eau suisses observés jusqu'en 1969. Berna.
- Eguiazarov I.V., Tsovyan M.V. (1967) Computation of maximum storm discharge of mountain rivers. Proc. IAHS - Unesco - WMO Symp. "Floods and their computation", Leningrado, 1, 396-403.
- Fastelli C., Silvagni G. (1979) Massime altezze di pioggia nella regione marchigiano-abruzzese compresa tra il Musone e il Vomano. Geol. Appl. e Idrogeol., Bari, 14, 2, 1-32.
- Forti A. (1922) Elementi per la determinazione delle piene catastrofiche dei corsi d'acqua montani. Ann. Cons. Sup. delle Acque, 2-3, 55-74.
- Francou J., Rodier J.A. (1967) Soc. Hydrotechnique de France, Commissione per lo studio delle portate, riunione del 9.5.67, 10 p., riportato da Larras J. (1972) Prévision et prédétermination des étiages et des crues. Ed. Eyrolles, Parigi.
- Gherardelli L. (1939) Portate di piena osservate nei corsi d'acqua italiani. Pubbl. n. 20 del Serv. Idrogr. It., Min. LL.PP., Roma, 7-16.
- Giandotti M. (1934) Previsione delle piene e delle magre dei corsi d'acqua. Mem. e Studi Idrografici. Pubbl. n. 2 del Serv. Idrogr. It., Min. LL.PP., 8, 3-13.
- Giandotti M. (1937) Idrologia della bonifica integrale. Biblioteca della Bonifica integrale, Firenze, 8, 1.
- Giandotti M. (1940) Previsione empirica delle piene in base alle precipitazioni meteoriche, alle caratteristiche fisiche e morfologiche dei bacini; applicazione del metodo ad alcuni bacini dell'Appennino ligure. Mem. e Studi Idrografici pubbl. n. 2 del Serv. Idrogr. It., Min. LL.PP., 10, 5-13.

- Gilbert B.K., Kammerer J.C. (1971) Hydrology of the Genesee River basin, NY & Penns. USGS Atlas HA 368.
- Gorini G. (1975) Calcolo rapido della portata di piena dei piccoli bacini. Idrotecnica, 4, 195-198.
- Gray D.M. (1970) Principles of hydrology. Water Information Center, Huntington, N.Y.
- Guggino Picone E. (1967) Sulle frequenze probabili delle piogge di notevole intensità e di breve durata. Tecnica Agricola, 19, 2, 7-27.
- Halasi Kun G.J. (1972) Computation of peak floods with inadequate hydrologic data. Proc. II Int. Symp. In. Hydrology, WRP, Fort Collins, 57-73.
- Holy M. (1980) Erosion and environment. Pergamon Press, Oxford, U.K.
- Indri E. (1971) Valutazione dei parametri della linea segnalatrice di possibilità pluviometrica per piogge di durata inferiore al giorno, in relazione al suo impiego nelle espressioni di calcolo delle piene in piccoli bacini. L'Energia Elettrica, 11, 701-719.
- Kirpich P.Z. (1940) Time of concentration of small agricultural watersheds. Civil Engineering, pag. 362.
- Lazzari E. (1966) Esame di alcune leggi probabilistiche usate per la previsione delle portate di piena. L'acqua, 6, 177-187.
- Lazzari E. (1967) Studio probabilistico delle piene con particolare riferimento ai corsi d'acqua della Sardegna. L'Energia Elettrica, 4, 212-224.
- Lazzari E. (1968) Prédétermination des crues par étude statistique. X.mes Journées de l'Hydraulique, Société Hydrotechnique de France, Paris, 1, 5, 1-11.
- Lazzari E. (1977) Previsione delle piene nei piccoli bacini. Atti XI Conf. Regionale Europea del LL'ICID, Roma, 1.
- Maione U., Moissello U. (1974) Appunti di idrologia 1; introduzione alle elaborazioni statistiche. La Goliardica Pavese.
- Maione U. (1977) Appunti di idrologia 3; le piene fluviali. La Goliardica Pavese.
- Marchetti G. (1955) Sulle massime portate di piene osservate nei corsi d'acqua italiani a tutto il 1953. Giornale del Genio Civile, 93, 3-4, 193-206.
- Mele P. (1976) Contributi di massima piena dei corsi d'acqua italiani con piccolo bacino imbrifero. Giornale del Genio Civile, 114, 7-8-9, 265-302.
- Merlo C. (1973) Determinazione mediante il metodo razionale della portata di massima piena di data frequenza nei piccoli bacini. Annali della Facoltà di Scienze Agrarie, Torino, 9.
- Ministero LL.PP. (1934; 1939; 1953; 1963; 1980) Dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani. Serv. Idrogr. Pubbl. n. 17, Ist. Poligr. dello Stato, Roma.
- Ministero LL.PP. (1959) Precipitazioni medie mensili ed annue per il trentennio 1921-1950. Serv. Idrogr. Pubbl. n. 24, Ist. Poligr. dello Stato, Roma.

- Mongiardini V. (1959) Sui contributi di massima piena dei corsi d'acqua italiani. *L'Energia Elettrica*, 7, 622-636.
- Mosonyi E. (1969) A survey on methods for flood calculations. *Acc. Naz.le dei Lincei, Quad. n. 169, Atti del Conv. "Piene: loro previsione e difesa del suolo"*, 489-509.
- Murphey J.B., Wallace D.E., Lane L.J. (1977) Geomorphic parameters predict hydrograph characteristics in the SW. *WRB*, 13, 1, 25-38.
- N.E.R.C. (1975) Flood studies report. London.
- Pagliaro F. (1936) Sulla sicurezza che può richiedersi alle grandi dighe. *Annali dei Lavori Pubblici*, 3, 167-175.
- Pandolfi C., Gabos A., Clerici R. (1980) Previsione della precipitazione massima. *Idrotecnica*, 3, 91-100.
- Penta A., Rasulo G., Rossi F. (1972) Criteri di similitudine idrologica per l'analisi dei massimi annuali di pioggia. *Atti Giorn. di Studio I Sez. Comm. Int. Genio Rurale*, Firenze, 3, 281-316.
- Penta A., Silvagni G., Rossi F., Veltri M., Versace P. (1980) Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere in Italia meridionale. Incontro di studio "Gestione dei serbatoi, distribuzioni spazio-temporali, correlazioni multiple", Perugia 25-29 febbraio.
- Pezzoli G. (1970) Schemi e modelli matematici in idrologia. *Levrotto & Bella*, Torino.
- Pirozzi T. (1939) Portate di piena osservate nei corsi d'acqua della regione calabro-lucana. *Pubbl. n. 20 del Serv. Idrogr. It., Min. LL.PP.*, Roma, 122-135.
- Ponti E. (1896) La meteorologia nei suoi rapporti con l'idraulica fluviale. *Giornale del Genio Civile*, 357-398.
- Possenti C. (1866) Sulla sistemazione idraulica della Valdichiana. *Giornale del Genio Civile*, 24, 225-266; 25, 329-375.
- Puddu P. (1974) Determinazione di zone pluviometriche omogenee per le piogge di breve durata mediante l'uso delle piogge massime giornaliere; applicazione alla Sardegna. *XIV Conv. di Idraulica e Costr. Idr.*, Napoli, 2, 13, 1-21.
- Puglisi S., Zanframundo P. (1978) Osservazioni idrologiche in piccoli bacini del subappennino dauno. *Giornale del Genio Civile*, 116, 10-11-12, 439-453.
- Quaglia M. (1968) La stima della portata di piena dei piccoli bacini. *Ist. di Idraulica e Costr. Idr.*, Politecnico di Torino, *Pubbl. n.5*, 30 pp.
- Quaglia M. (1969) Le massime precipitazioni orarie e giornaliere nella Valle d'Aosta. *Atti e Rass. Tecn. Soc. Ingegneri e Architetti*, Torino, 6.
- Raffa U. (1962) Le portate di piena probabili degli affluenti del Po. *Uff. Idrogr. del Po, Annali Idrologici* 1960, 2, 149-171.
- Raffa U. (1967) Probable flood discharges of the Po river tributaries. *IAHS-Unesco-WMO Proc. Int. Symp. "Floods and their computation"*, Leningrado, 1, 330-336.



- Riggs H. (1978) Streamflow characteristics from channel size. Journal Hydraulics Div., ASCE, 104, HY1, 87-96.
- Roche M. (1963) Hydrologie de surface. Gauthier-Villars, Paris.
- Rossetti M. (1958) Le portate di piena degli affluenti del Po. Uff. Idrogr. del Po, Annali Idrologici 1954, 2, 135-141.
- Rossetti M., Rossetti G. (1974) Bacino idrografico del Po: valutazione probabilistica delle piogge critiche. Ist. di Geologia e Geografia, Parma.
- Rossi F. (1974) Criteri di similitudine idrologica per la stima delle portate al colmo di piena corrispondenti a un assegnato periodo di ritorno. Atti XIV Conv. Idraulica e Costr. Idr., Napoli, 2, 15, 1-27.
- Scategni P. (1971) Esperienze di correzione dei torrenti dissestati di tipo alpino. Min. Agricoltura e Foreste.
- Scimemi E. (1928) Le dighe. Ed. Hoepli, Milano.
- Supino G. (1938) Le reti idrauliche. Ed. Zanichelli, Bologna.
- Thomas D.M., Benson M.A. (1970) Generalization of streamflow characteristics from drainage basin characteristics. Geol. Surv. Water Supply paper n. 1975.
- Todini E., Serraglini P. (1980) La regionalizzazione dell'informazione idrologica nel calcolo delle portate di progetto. Corso "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice.
- Tomlison A.I. (1980) The frequency of high intensity rainfalls in New Zealand, Part. I. Nat. Water & Soil Cons. Organ., Techn. Publ. n. 19, Wellington.
- Tonini D. (1939) Elementi per l'elaborazione statistica dei dati caratteristici dei corsi d'acqua con particolare riferimento agli eventi rari. L'Energia Elettrica, 3, 190-216; 4, 283-301; 5, 348-364.
- Tonini D. (1959) Elementi di idrografia ed idrologia, vol. I. Libreria Universitaria, Venezia.
- Tonini D. (1966) Elementi di idrografia ed idrologia, vol. II. Libreria Universitaria, Venezia.
- Tonini D., Bixio V., Della Lucia D. (1969) Rapporto regionale Veneto, Trentino, Venezia Giulia. Atti del Conv. Naz. "L'idrologia e la sistemazione dei piccoli bacini", Roma, 125-150.
- Tournon G. (1969) In Italconsult: studi preliminari agli interventi di ricostruzione e sistemazione delle zone alluvionate in provincia di Vercelli (Novembre 1968). Min. LL.PP., Roma, 16-74.
- Valentini C. (1930) Sistemazione dei torrenti e dei bacini montani. Ed. Hoepli, Milano.
- Ventura G. (1905) Bonificazione della bassa pianura bolognese. Giornale del Genio Civile, 43, 1, 3-36.
- Versace P., Principato G. (1977) Sul rapporto tra i massimi annuali delle portate al colmo e delle portate medie giornaliere con particolare riferimento ai corsi d'acqua della Calabria. Idrotecnica, 1, 3-8.
- Viparelli C. (1963) Ricostruzione dell'idrogramma di piena. L'Energia Elettrica, 6, 421-428.

- Visentini M. (1938) Sulla determinazione della portata di massima piena. L'Energia Elettrica, 2, 91-93.
- Wallis J.R. (1980) Rischio ed incertezza nella valutazione degli eventi di piena per il progetto di impianti idraulici. Corso "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice.
- W.M.O. (1969) Estimation of maximum floods. Techn. Note n. 98, 233, T.P. 126.
- Yevjevich V. (1972) Probability and statistics in hydrology. WRP, Fort Collins.

## CRITERI E METODI PER L'ANALISI STATISTICA DELLE PIENE

Fabio ROSSI

Istituto di Idraulica e Costruzioni Idrauliche - Università di Napoli

Pasquale VERSACE

Dipartimento di Difesa del Suolo - Università della Calabria

### S O M M A R I O

#### Introduzione

Rassegna dei metodi per l'analisi statistica delle piene.

- Obiettivi dell'analisi statistica delle piene.
- Dati storici utilizzati e fasi in cui si articola l'analisi statistica delle piene.
- Identificazione del modello probabilistico nell'analisi delle serie delle piene annuali.
- Criteri di similitudine idrologica nell'analisi regionale delle serie delle piene annuali.
- Conclusioni.

Modelli probabilistici e stocastici per l'analisi delle piene.

- Premessa.
- Processo dei massimi annuali.
- Processo dei valori di colmo superiori a una soglia.
- Generalizzazione delle classiche leggi del massimo valore e dei modelli stocastici corrispondenti.

Analisi di una serie di dati: applicazioni.

- Premessa.
- Analisi di una serie di massimi annuali con il modello di Gumbel.
- Analisi di una serie di picchi superiori ad una soglia con i modelli poissoniani.

Analisi regionale: applicazioni.

- Premessa.
- Scelta del modello probabilistico.
- Zone idrometriche: distribuzione unica delle piene annuali adimensionalizzate rispetto ad una portata indice.
- Leggi di correlazione della portata indice con i parametri caratteristici del bacino.

Conclusioni.

## CRITERI E METODI PER L'ANALISI STATISTICA DELLE PIENE

Fabio ROSSI

Istituto di Idraulica e Costruzioni Idrauliche - Università di Napoli

Pasquale VERSACE

Dipartimento di Difesa del Suolo - Università della Calabria

### B.1 - INTRODUZIONE

B.1.1 - L'entità dei danni provocati dalle piene, misurati in termini reali, oltre che in moneta attuale, tende a crescere nella maggior parte dei Paesi industrializzati, soprattutto a causa della spinta a nuovi insediamenti civili e industriali nelle piane inondabili dai corsi d'acqua (vedi, ad esempio per gli Stati Uniti, Wallis, 1980), e tendono quindi ad aumentare anche gli investimenti necessari per garantire la sicurezza di tali insediamenti.

Da qui deriva l'importanza di definire i criteri ed i procedimenti più idonei per la valutazione delle piene di progetto. Il problema è stato ampiamente dibattuto nel nostro Paese in una serie di convegni e seminari, tenuti negli ultimi anni<sup>(1)</sup>. Recentemente (Seminario su "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", 1980) la comunità idrologica italiana ha discusso sull'opportunità di pervenire a "raccomandazioni" su detti criteri e procedimenti, valide per il territorio nazionale.

La principale difficoltà per raggiungere un tale obiettivo risiede nel fatto che i criteri e i procedimenti da seguire per valutare le piene di progetto, e le stesse grandezze che si assumono per caratterizzare dette piene, dipendono dal problema tecnico che si vuole risolvere. Basti ricordare le differenze fra problemi di piena in corsi d'acqua naturali e in reti artificiali; fra problemi di difesa condizionati essenzialmente da necessità di sicurezza e da criteri di convenienza economica; o anche fra problemi connessi a sistemi di difesa passiva, che si propongono solo di contenere e lasciare passare i deflussi naturali, e di difesa attiva, come serbatoi, cas

---

(1) : Convegno "Le scienze della natura di fronte agli eventi idrogeologici", 1967; Convegno "Piene: loro previsione e difesa del suolo", 1969; Convegno "L'Idrologia e la sistemazione dei piccoli bacini", 1969; Conferenza nazionale delle acque: "I problemi delle acque in Italia", 1968-1971; Workshop "Mathematical Models for Surface Water Hydrology", 1974; Com-

se di espansione, etc. Qualsiasi raccomandazione metodologica può quindi essere utile soltanto se viene specificato il problema per cui essa è stata proposta.

D'altra parte l'esigenza di adottare metodi sufficientemente uniformi per la valutazione delle portate di piena è limitata dalla diversa importanza dell'indagine idrologica al variare dell'influenza dell'entità della piena di progetto sul costo dell'opera. Più in generale viene largamente condivisa l'opportunità che le norme non siano rigide, nè troppo vincolanti, nè immodificabili.

Ad esempio, per quanto riguarda la stima delle piene di progetto delle opere di scarico delle dighe, solo in alcuni Paesi, come si vedrà più avanti, vi sono norme particolareggiate o sono state stabilite metodologie più o meno ufficiali. Nella maggior parte dei Paesi, invece, le norme in vigore si limitano a consigliare l'applicazione di metodologie statistiche e criteri di scelta del rischio di superamento in relazione al tipo e all'ubicazione della diga (IX Congresso delle Grandi Dighe, Madrid, 1973).

In Italia una trattazione unitaria del problema riguardante gran parte del territorio nazionale risale ai lavori della "Commissione De Marchi". In quella occasione molte delle Sezioni Idrografiche del Ministero dei Lavori Pubblici unificarono i criteri di valutazione delle cosiddette "portate massime prevedibili", adottando il metodo della "curva inviluppo" secondo la formula empirica di Gherardelli-Marchetti. I procedimenti di tipo deterministico, come quello ora ricordato, hanno tuttavia dei limiti ben noti, perché ammettono implicitamente che la massima piena nel periodo di esercizio dell'impianto sia uguale a quella verificatasi nel periodo di osservazione. Viceversa, a causa del carattere aleatorio del fenomeno di piena, esiste sempre un rischio, definito di base o primario, che la portata di progetto sia superata almeno una volta nel periodo di esercizio. D'altra parte il metodo della curva inviluppo utilizza l'informazione fornita dai soli dati delle portate massime osservate, desunte dall'altezza idrometrica massima registrata o da rilievi di tracce di piena, e quindi, oltretutto, largamente incerti.

Per valutare il rischio di base e per ridurre al minimo l'ulteriore rischio connesso all'incertezza dovuta principalmente all'inadeguatezza dei dati a disposizione, occorre utilizzare in maniera ottimale i dati idrometrici e pluviometrici disponibili su scala regionale, attraverso procedimenti di analisi statistica.

L'approccio dell'analisi statistica delle piene non ha oggi valide alternative. Infatti non hanno prodotto finora risultati convincenti i tentativi che sono stati fatti, a partire dagli anni '30 soprattutto negli Stati

---

Continuazione della nota (1)

missione interministeriale per lo studio della sistemazione idraulica e della difesa del suolo, 1974; Incontro di studio "Estremi idrologici e modelli di previsione, C.N.R.", Perugia, 1978; Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.

Uniti, di definire una procedura, nota come approccio della "piena massima probabile" (PMP), per valutare un limite superiore delle piene, definito fisicamente. Tale approccio è stato ampiamente criticato nella letteratura scientifica (vedi per ultimo Wallis, 1980), per le contraddizioni concettuali ed operative in cui incorre.

D'altro canto i metodi "analitici", che cercano, mediante un modello matematico di tipo deterministico, di ricostruire l'idrogramma di piena, e in particolare la portata al colmo, provocati da piogge di assegnata probabilità, presentano l'inconveniente di considerare come costanti parametri che sono invece fortemente variabili. Essi quindi stimano solo con grande incertezza il rischio di superamento della portata di progetto, e la loro utilizzazione è giustificabile solo in quelle regioni o per quei problemi in cui mancano serie adeguate di dati idrometrici.

Nel seguito quindi ci riferiremo solo all'approccio statistico, mettendo in luce e discutendo i principali problemi teorici ed applicativi ancora aperti e precisando le linee metodologiche lungo le quali dovrebbero svilupparsi le indagini per la valutazione delle piene di progetto.

Vale la pena di sottolineare preliminarmente che le analisi statistiche delle piene devono utilizzare una gran quantità di dati, su scala regionale, e perciò vanno al di là delle possibilità del singolo tecnico. E', quindi, molto sentita l'esigenza di disporre per la valutazione delle piene di indagini a carattere regionale, cioè di studi generali di inquadramento, che possano poi essere utilizzati ed arricchiti nei progetti singoli in base ai dati locali e particolari.

In alcuni Paesi indagini regionali di questo tipo sono state estese a livello nazionale, anche per l'esigenza di uniformare i diversi metodi. Negli Stati Uniti, ad esempio, l'Hydrology Committee of the U.S. Water Resources Council ha cercato di individuare un metodo che unificasse quelli seguiti dalle singole agenzie, pubblicando una serie di rapporti con successive modificazioni (vedi il più recente Bulletin 17a, 1977). In Gran Bretagna, l' "Institution of Civil Engineers" ha commissionato all' "Institute of Hydrology" di Wallingford, in collaborazione con altre organizzazioni, lo studio dei metodi statistici per l'analisi regionale delle piene, che potesse servire anche come guida per la valutazione delle piene di progetto in quel Paese (NERC, 1975).

B.1.2 - Una rassegna dei metodi più comunemente usati nell'analisi statistica delle piene è riportata nel cap.B.2. In particolare ne sono illustrati gli obiettivi (B.2.1), le fasi principali in cui essa si articola (B.2.2), cioè la fase di identificazione del modello probabilistico (B.2.3) e quella della definizione dei criteri di similitudine idrologica (B.2.4).

Nel successivo cap.B.3 sono ripresi e sviluppati i modelli probabilistici e stocastici, che hanno fondamento nella teoria del massimo valore, e che si adattano rispettivamente al processo dei massimi annuali (B.3.2) e al processo dei valori di colmo superiori a una soglia (B.3.3). In particolare si propone una generalizzazione delle classiche leggi del massimo valore e dei modelli stocastici corrispondenti, cioè il modello del massimo di un numero poissoniano di variabili indipendenti, esponenziali, non identicamente distrib

buite, che a noi pare particolarmente adatto per l'analisi statistica delle piene (B.3.4). Nel cap. B.4 si illustrano alcune applicazioni dei modelli descritti all'analisi di una singola serie di dati, sia dei massimi annuali (B.4.2) che dei picchi superiori a una soglia (B.4.3).

Infine nel cap. B.5 si propone uno schema metodologico per l'analisi statistica delle piene su scala regionale, sia riguardo la fase di identificazione del modello probabilistico (B.5.2), sia riguardo la definizione dei criteri di similitudine idrologica (B.5.3 e B.5.4).

B.2 - RASSEGNA DEI METODI PER L'ANALISI STATISTICA DELLE PIENE

B.2.1 - Obiettivi dell'analisi statistica delle piene

B.2.1.1 - Allo scopo di chiarire l'obiettivo dell'analisi statistica delle piene, si consideri un intervento per la difesa dalle piene, il cui dimensionamento dipenda dalla scelta di una portata critica  $q_d$ , chiamata portata di progetto. Per la individuazione di  $q_d$  è necessario prendere in considerazione il rischio di base che nella durata tecnico-economica dell'intervento, assunta pari ad  $n$  anni,  $q_d$  sia superata e quindi che si verifichino dei danni che l'intervento stesso non è capace di evitare (Yevjevich, 1973; C. Vi parelli, 1980). Il tecnico, perciò, è interessato a conoscere la probabilità  $R_n$  o rischio in  $n$  anni, che almeno una piena superiore al valore critico  $q_d$  si verifichi in  $n$  anni. Se il danno conseguente può assumere aspetti catastrofici, con perdite di vite umane o di beni di inestimabile valore, per aumentare il livello di sicurezza non resta che aumentare  $q_d$  in maniera tale che  $R_n$  scenda a valori tanto bassi da poter essere accettabili dalla comunità.

Negli altri casi in cui un raffronto economico è significativo, occorre invece verificare se l'aumento del costo  $C(q_d)$  dell'investimento iniziale, necessario per proporzionare l'intervento a un valore maggiore di  $q_d$ , sia compensato dalla riduzione del rischio di piena. Occorre in altri termini individuare il valore di  $q_d$  (valore di progetto ottimale) che renda minima la perdita economica totale  $L$  subita dalla comunità e che risulta pari alla somma del costo  $C$  dell'opera e del danno totale  $D_n$  patito nel periodo di funzionamento. Il danno totale

$$(B-1) \quad D_n = \sum_{i=1}^{K_n} d_i$$

è pari alla somma dei danni  $d_i$  provocati dalle  $K_n$  piene che nel periodo di funzionamento superano  $q_d$ . Poiché sia il numero  $K_n$  di tali piene che i danni  $d_i$  variano da un periodo all'altro,  $D_n$  è una  $n$  variabile casuale, la cui distribuzione dipende da quelle di  $K_n$  e del  $d_i$ . Se i danni sono valutabili in termini monetari, si fa in genere riferimento al valore atteso  $E[D_n]$  del danno totale convenientemente attualizzato, ed in tal caso è

$$(B-2) \quad L = C + E[D_n]$$

Il danno totale atteso  $E[D_n]$  è pari al prodotto del numero medio  $E[K_n]$  di superamenti per la media  $E[d_i]$  dei danni prodotti dalle singole piene. Se si può ammettere che i danni  $d_i$  siano indipendenti dalla grandezza della portata di piena, purché questa sia superiore a  $q_d$ , e che  $q_d$  sia tanto grande che non si verifichi più di un superamento all'anno, risulta (Benjamin e Cornell, 1970, p.234) :

$$(B-3) \quad E[D_n] = E[d_i] \cdot E[K_n] = d \frac{n}{T}$$

in cui  $d$  è il danno medio dovuto al singolo evento critico, e  $T$  è il pe-



riodo di ritorno, cioè il numero medio di anni che occorre attendere perché  $q_d$  sia superato<sup>(2)</sup>. Per la scelta del valore di progetto ottimale, bisogna quindi conoscere come al variare di  $q_d$  variano il costo iniziale  $C$ , il danno mediamente provocato da una piena superiore a  $q_d$ , il periodo di ritorno corrispondente a  $q_d$ .

In definitiva, l'obiettivo dell'analisi statistica delle piene è quello di stimare, in base ai dati disponibili, la massima portata di piena che può essere superata con il rischio  $R_n$  in  $n$  anni o mediamente una volta ogni  $T$  anni. Sia che si faccia riferimento ad  $R_n$ , sia che si consideri  $T$  come misura del rischio idrologico di piena, è necessario stimare la distribuzione di probabilità del massimo annuale della portata al colmo di piena, in base alla quale si determinano facilmente sia  $R_n$  che  $T$ .

B.2.1.2 - Oltre al rischio di base che vi sia in  $n$  anni almeno un superamento di  $q_d$ , dovuto al carattere aleatorio del fenomeno di piena, esiste un rischio ulteriore per l'inadeguatezza dei dati disponibili. In primo luogo vi è l'incertezza nella valutazione del danno  $d$ , provocato mediamente da un singolo evento, basata in genere su dati assai scarsi, e che, per di più, deve essere estrapolata a valori delle portate non verificatesi nel passato, e a condizioni di sviluppo economico che si presenteranno nella durata dell'opera, e quindi anche a notevole distanza di tempo.

In secondo luogo esiste un' incertezza nella valutazione della portata, che corrisponde al prescelto periodo di ritorno  $T$  (o al rischio  $R_n$ ), e che indicheremo d'ora in avanti con  $x_T$  (o con  $x_{n,R}$ ).

Tale incertezza è dovuta ad errori di misura nei dati disponibili, allo scostamento del modello probabilistico adottato da quello realmente valido, ad errori di campionatura nella stima dei parametri dovuti alla limitata lunghezza delle serie di dati disponibili.

Compito dell'analisi economica è la riduzione dell'incertezza nella valutazione del danno di piena, mentre spetta all'analisi idrologica la riduzione dell'incertezza nella valutazione delle portate di piene. La validità dei diversi metodi di analisi statistica delle piene può essere valutata proprio in base alle capacità di ridurre tale incertezza.

Questa valutazione può basarsi su criteri più propriamente economici, o puramente statistici. Nel primo caso si considera che il valore ottimale della perdita  $L$  non può essere raggiunto a causa dello scostamento della stima  $\hat{x}_T$  dal vero valore  $x_T$ , con la conseguenza che si ha un'ulteriore perdita (perdita economica di progetto) che dipende dall'errore  $(x_T - \hat{x}_T)$  e che misura i

---

(2) : Nei casi in cui i danni  $d_i$  dipendono dalle caratteristiche dell'evento di piena attraverso una funzione di danno, il danno totale atteso può essere calcolato se si conosce, oltre che tale funzione, le distribuzioni di probabilità del numero e della grandezza delle piene superiori a  $q_d$  (Borgman, 1963; Shane e Lynn, 1964; Calenda e Petaccia, 1978; Bernier, 1979, etc.).

costi dovuti al sovradimensionamento o al sottodimensionamento dell'intervento, rispetto alla soluzione ottimale (Slack et al., 1975; Bernier e Miquel, 1979). In tal caso risulta preferibile il metodo di valutazione delle portate di piena che comporta la minima perdita di progetto. Tuttavia, come si è detto, la funzione di danno è difficilmente valutabile ed inoltre è variabile da progetto a progetto.

Un criterio alternativo, che risulta più uniforme e permette un confronto più generale del metodo adottato con i dati storici delle piene, è il criterio statistico di rendere minimo l'errore quadratico medio  $E [(\hat{x}_T - x_T)^2]$  della stima. Il che corrisponde all'ipotesi che la perdita di progetto sia funzione quadratica dell'errore di stima, e che vi sia indifferenza rispetto ad un errore in difetto o in eccesso.

L'errore quadratico medio misura la precisione della stima ed è pari alla somma di due termini :

$$(B-4) \quad E [(\hat{x}_T - x_T)^2] = \{x_T - E[\hat{x}_T]\}^2 + \text{VAR}[\hat{x}_T]$$

il primo è il quadrato dell'errore sistematico e misura l'accuratezza della stima; il secondo è la varianza della stima, e ne misura l'efficienza. Si osservi che un modello più accurato, che fornisce cioè stime mediamente più vicine al vero valore, può essere meno preciso, se, per la forma della distribuzione o per il maggior numero di parametri, esso fornisce stime meno efficienti.

## B.2.2 - Dati storici utilizzati e fasi in cui si articola l'analisi statistica delle piene.

B.2.2.1 - Il compito dell'analisi statistica delle piene è quello di individuare la metodologia che consenta di valutare con la minore incertezza possibile, in una generica sezione di un corso d'acqua, la portata corrispondente ad un assegnato periodo di ritorno  $T$  o ad un prefissato rischio  $R_n$ . E' necessario a tal fine utilizzare tutta la informazione idrologica disponibile nella regione in cui ricadono le sezioni di interesse, prendendo in considerazione le serie storiche dei valori di piena raccolte dai diversi enti che operano sul territorio ed in particolare dal Servizio Idrografico (S.I.I.).

In genere si utilizzano le serie dei massimi annuali  $X$  delle portate istantanee (piene annuali istantanee) disponibili nella regione, ma sovente si ricorre anche alle serie dei massimi annuali delle portate medie giornaliere (piene annuali giornaliere), che sono, in alcuni casi, più lunghe e più numerose. Oltre alle serie dei massimi annuali risultano molto utili le serie di durata parziale costituite dai valori delle portate superiori ad un prefissato valore (soglia). Tali serie, che saranno dettagliatamente discusse in seguito, possono essere ricostruite facilmente nel caso di portate medie giornaliere, poiché tali valori sono riportati sugli Annali del S.I.I. Per le portate istantanee invece le serie di durata parziale possono essere ricostruite solo attraverso un faticoso lavoro di archivio esaminando tutte le registrazioni originali che sono in genere fissate su strisce di carta.

B.2.2.2 - Le metodologie di analisi statistica delle piene proposte nella letteratura tecnica sono numerose, ma, pur differendo l'una dall'altra, si articolano in ogni caso in due fasi caratteristiche. Nella prima si cerca di individuare la legge di probabilità più adatta ad interpretare le singole serie storiche disponibili, stimando per ciascuna di esse i valori dei parametri della distribuzione. E' tuttavia da sottolineare che la scelta del modello è effettuata correttamente solo se si esamina un gran numero di serie storiche, per le quali possono essere confrontati i risultati dei diversi modelli probabilistici.

Nella seconda fase, invece, si cerca di stabilire se e come i parametri statistici variano da una serie all'altra, in funzione delle grandezze geomorfologiche e pluviometriche che caratterizzano il bacino imbrifero sotteso. Si individuano, cioè, criteri di similitudine idrologica che consentono da un lato di stimare  $x_T$  anche nelle sezioni, ricadenti nella regione indagata, per le quali manchino o siano insufficienti i dati idrologici e dall'altro di effettuare una verifica ulteriore delle decisioni prese nella fase precedente.

Nel paragrafo B.2.3 sarà affrontato il problema dell'identificazione del modello probabilistico, mentre ai criteri di similitudine idrologica è riservato il paragrafo B.2.4.

B.2.3 - Identificazione del modello probabilistico nell'analisi delle serie delle piene annuali.

B.2.3.1 - Per la scelta del modello probabilistico (e così anche per la scelta del metodo di stima dei parametri), risulta logico considerare, come si è detto in B.2.1.2, un criterio di confronto basato sull'errore quadratico medio, cioè sulla precisione della stima delle portate di piena  $x_T$  corrispondenti a periodi di ritorno elevati.

Poiché il vero valore  $x_T$  non è noto, il confronto deve essere riferito ai dati empirici disponibili. In genere ci si riferisce al massimo valore  $x_{(n)}$  nel periodo di osservazione e si controlla se il modello scelto presenta un errore sistematico nella stima di tale valore (vedi Benson, 1968; Shen et al., 1980; Penta et al., 1980). Come si è detto, però, il modello da preferire non è necessariamente quello che minimizza l'errore sistematico, ma bisogna considerare anche la variabilità della stima (vedi per un esempio Landwehr et al., 1980).

Un secondo criterio di confronto consiste nel misurare globalmente la deviazione della distribuzione della serie empirica delle piene annuali da quella stimata, utilizzando tests statistici convenzionali, di Kolmogorov-Smirnov o del chi-quadrato. Tale criterio risulta meno valido del primo poiché non consente di valutare la capacità del modello nello stimare i valori con periodo di ritorno più elevati. Inoltre, a causa della limitata lunghezza delle serie empiriche, l'uso dei tests porta a risultati largamente incerti e in definitiva inconcludenti, anche quando siano applicati contemporaneamente a un gran numero di serie (NERC, 1975).

Un terzo criterio di valutazione, preferibile ai tests classici, è basato sulla capacità di riprodurre il coefficiente di asimmetria  $\gamma_1 [X]$  delle piene annuali  $X$ , che è un buon indice dell'accuratezza del modello. Infatti, quando il coefficiente di asimmetria del modello è inferiore al valore reale, si ottiene generalmente una sottostima della massima portata  $x_T$  corrispondente a periodi di ritorno  $T$  elevati e viceversa se  $\gamma_1$  è stimato in eccesso, anche la stima di  $x_T$  è in eccesso.

In realtà il valore reale di  $\gamma_1$  non è noto ma si conoscono solo delle stime ottenute dalle serie storiche e che possono scostarsi dal valore reale per difetto di campionatura.

La validità del modello può essere perciò controllata verificando che gli scarti tra il valore teorico previsto per il modello ed i valori osservati non siano maggiori degli scarti di campionatura.

Le serie empiriche delle piene annuali, come sanno i tecnici che operano in questo campo, hanno valori di  $\gamma_1$  che variano fortemente da una serie all'altra e inoltre aumentano al crescere della lunghezza  $n$  della serie (Matalas et al., 1975).

I valori più elevati di  $\gamma_1$  si osservano quando la funzione di distribuzione cumulata delle piene annuali presenta un caratteristico aspetto "a gomito" in carta probabilistica del massimo valore, mostra cioè un andamento della distribuzione nel campo dei valori più bassi di  $X$  che appare diverso da quello nel campo dei valori più elevati. In alcuni casi tale andamento è così pronunciato che risultano valori massimi nell'intero periodo di osservazione del tutto "straordinari", cioè nettamente maggiori di tutti gli altri valori osservati.

E' stato sempre un problema controverso tra gli ingegneri come trattare tali valori straordinari, se considerarli cioè come dati "anomali" e quindi trascurarli nelle elaborazioni delle serie storiche o considerarli al contrario come elementi caratterizzanti il comportamento della serie, e quindi tenerne conto nell'analisi dei dati. Beard (1974), in uno studio effettuato su 300 serie di piene annuali negli USA, ha diviso ogni serie in due parti e ha ottenuto stime diverse della distribuzione con tecniche diverse di analisi dei dati straordinari (outliers). Dal confronto con l'altra metà della serie è risultato che la tecnica che consente di tener conto del dato straordinario produce risultati più accurati rispetto alle altre.

D'altra parte anche dal punto di vista tecnico, non possono essere trascurati tali valori dal momento che le piene straordinarie sono quelle che producono i maggiori danni, spesso addirittura catastrofici. Ad esempio nelle regioni dell'Italia Meridionale ai grandi nubifragi verificatesi nell'ultimo cinquantennio corrispondono spesso valori delle massime piogge e delle massime piene nettamente superiori a tutti gli altri valori osservati nella stessa stazione di misura. Questi eventi non possono considerarsi come eventi isolati, del tutto "eccezionali", ma per la loro frequenza e per la gravità dei danni non possono essere trascurati nell'analisi statistica delle piene (Rossi, 1980; Penta et al., 1980).

B.2.3.2 - Le metodologie utilizzate per la scelta del modello probabilistico delle piene annuali sono diverse. Tuttavia è possibile distinguere schematicamente due tipi di approccio, l'uno esclusivamente empirico, l'altro fondato anche su risultati di carattere teorico. Con il primo approccio si è cercato di scegliere fra alcune leggi di probabilità quella che meglio si adatta ad interpolare le serie di dati disponibili in una o più regioni, prescindendo dagli aspetti logici ed interpretativi del modello prescelto e dalla sua aderenza al fenomeno fisico.

Per interpretare l'alta variabilità del comportamento delle serie, e in particolare del coefficiente di asimmetria, molto usata è la trasformazione logaritmica dei dati, che presenta una grande flessibilità nell'interpolare dati empirici. Precisamente si ammette che  $W = \log X$  è distribuito o secondo la legge normale o secondo la legge gamma.

In particolare la distribuzione lognormale (LN) è stata molto usata per l'analisi delle serie delle piene annuali fin dal 1930, da Hazen prima, e poi da Beard (1954) e da molti altri. Anche in Italia, prima in un'indagine effettuata da Lazzari (1966) per i bacini della Sardegna, e poi in un'altra estesa da Cicioni et al. (1974) a tutto il territorio nazionale, la legge LN è stata ritenuta, in base ai risultati del test del chi-quadrato, preferibile rispetto alle leggi di probabilità più usate, fra cui anche quelle dette dei valori estremi. Tuttavia l'interpretazione dei risultati del test presentati appare incerta, sia rispetto all'accettabilità delle diverse leggi, sia rispetto alla preferenza dell'una rispetto all'altra.

Tests più discriminanti possono essere usati per giudicare l'adattabilità della legge LN alle serie delle piene annuali (Houghton, 1978). Molto utile è l'analisi dei coefficienti di asimmetria empirici  $\hat{\gamma}_1[W]$  in campo logaritmico. Infatti per la legge LN il valore atteso  $E[\hat{\gamma}_1(W)]$  è sempre pari a zero, mentre lo scarto di campionatura  $\sigma[\hat{\gamma}_1(W)]$  è circa pari a  $\sqrt{6/n}$  per una serie di  $n$  dati. Da analisi di questo tipo risulta che :

i) i valori osservati di  $\gamma_1(W)$  tendono in media a valori negativi (vedi Landwehr et al., 1978, per 1351 serie USA; Boughton, 1978, per 78 bacini dell'Australia);

ii) i valori osservati di  $\gamma_1(W)$  presentano una variabilità nettamente maggiore di quella teorica di campionatura della legge LN (condizione definita di separazione da Matalas et al., 1975; Landwehr et al., 1978); risultando significativamente diversi da zero, per le singole serie, in un numero elevato di casi (vedi anche Henriques, 1981; McMahon e Srikanthan, 1981).

Inoltre la legge LN, anche nei casi in cui si adatta bene alle serie empiriche, presenta, a causa della trasformazione logaritmica, un'elevata variabilità di campionatura e, quindi, una scarsa precisione nella stima delle portate  $x_T$  a periodo di ritorno elevato (Landwehr et al., 1980). In definitiva la legge LN non si adatta in maniera soddisfacente alle serie delle piene annuali; essa rappresenta solo un compromesso, su base empirica, tendendo in media a dare valori di  $\gamma_1[W]$  maggiori di quelli osservati - e quindi a sovrastimare  $x_T$  -, senza riuscire ad interpretare l'elevata asim

metria di un numero non trascurabile di serie, - per le quali, quindi, sotto stima  $x_T$ . -

B.2.3.3 - Per interpretare i casi in cui la legge LN male si adatta alle serie empiriche, è stato proposto l'uso della log-Pearson Tipo III (LP), ammettendo cioè che  $W = \log X$  sia distribuito secondo la legge Pearson Tipo III o gamma a 3 parametri. La legge LP è stata adottata a livello semi ufficiale negli USA, dove l'Hydrology Committee dell'U.S. Water Resources Council ha raccomandato alle Agenzie Federali, con successive modifiche, una procedura uniforme per l'analisi statistica delle piene: uso della legge LP; stima dei primi due parametri con il metodo dei momenti in campo logaritmico; stima di  $\gamma_1[W]$  ottenuta su scala regionale, utilizzando la carta fornita da Hardison (1974), che delimita le zone degli USA per le quali si ammette che  $\gamma_1[W]$  abbia un valore unico.

Tale raccomandazione si basa su indagini compiute da Benson (1968) e da Beard (1974). Nel primo lavoro, che confronta per alcune serie degli USA l'accuratezza delle stime di  $x_T$  ottenute con i metodi più comunemente adottati dalle diverse Agenzie, la scelta della legge LP è giustificata con ragioni di carattere amministrativo che riguardano l'importanza di unificare le diverse tecniche. In effetti nessuna legge appare sempre soddisfacente e i risultati dei tests convenzionali sembrano molto incerti (Benson, 1968).

La scelta della legge LP è stata fortemente criticata in una serie di lavori apparsi successivamente (vedi Landwehr et al., 1978, Wallis, 1980). Infatti, quando  $\gamma_1[W]$  è negativo, cioè nella maggioranza dei casi, la legge LP presenta un limite superiore; cioè un valore della portata che "certamente" non può essere superato. Il che non ha significato fisico. Inoltre non si ha nessun miglioramento, rispetto alla lognormale, nell'interpretazione dell'alta variabilità dei coefficienti di asimmetria, né si giustifica l'ipotesi che in una regione  $\gamma_1[W] = \text{cost}$ . Infine con la procedura raccomandata si ottengono stime di  $x_T$  ancora più incerte che per la lognormale. E' perciò una fortuna che la legge LP non sia molto usata dagli idrologi italiani.

B.2.3.4 - Partendo dall'osservazione che le più comuni distribuzioni sono inadatte ad interpretare le caratteristiche delle serie delle piene annuali, sono state proposte, ancora su base completamente empirica, due nuove distribuzioni, molto simili tra loro: la Wakeby (W), proposta da Thomas, e da Houghton (1977 e 1978), e la Lambda (L), proposta da Stedinger (1977) ed Henriques (1981). Esse hanno in comune la caratteristica che la coda della parte sinistra della distribuzione ha scarsa influenza sulla coda della parte destra e viceversa; e, perciò, sono apparse adatte ad interpretare il caratteristico andamento "a gomito" delle serie delle piene annuali. Inoltre tali distribuzioni danno un'alta variabilità dei coefficienti di asimmetria e quindi possono spiegare la cosiddetta condizione di separazione (Landwehr et al., 1978).

Tuttavia dal lavoro di Henriques, in cui sono riportati i risultati dell'adattamento delle due leggi W ed L a 46 serie degli USA con  $n = 60$



anni, si deduce che la bontà dell'adattamento è perlomeno incerta in un numero significativo di casi, ed, inoltre, nel 30% circa di casi le due leggi presentano un limite superiore nella  $X$ , cioè un valore di portata che "certamente" non è superato. Inoltre la precisione nella stima di  $x_T$  è molto scarsa (Landwehr et al., 1980).

B.2.3.5 - L'approccio alternativo a quello esclusivamente empirico fin qui esaminato è quello di tipo teorico che si basa sui risultati della teoria delle probabilità relativi alla distribuzione del massimo valore raggiunto da una variabile casuale in un assegnato intervallo di tempo. Si dà così preferenza ai modelli che hanno una giustificazione fisica, poiché tengono conto delle caratteristiche del fenomeno indagato e della natura dei dati, e cioè che si tratta di valori massimi delle portate di piena in un dato intervallo di tempo.

Considerando in prima analisi un modello semplificato, i tests statistici sono utilizzati per verificare l'adattamento alle serie storiche e quindi in definitiva la validità delle ipotesi semplificative proposte. Se il risultato dei tests è negativo, il modello viene modificato in modo che si adatti meglio al fenomeno fisico. Il processo decisionale risulta più efficace in quanto i tests di adattamento sono utilizzati per respingere eventualmente un'ipotesi semplificativa, non per accettare una legge teoricamente infondata. Inoltre, avendo una certa corrispondenza con il fenomeno fisico, il modello matematico è definito da parametri di chiaro significato, e che pertanto possono più facilmente essere stimati su scala regionale.

Il modello probabilistico, basato su una giustificazione fisica, che è stato più usato nell'analisi statistica delle piene, è stata la distribuzione asintotica del valore estremo del I tipo, o legge di Gumbel, che è stata applicata fin dal 1941 alle serie delle piene annuali, ed è tuttora una delle leggi più usate nelle pratiche applicazioni. Con frequenza molto minore è stata usata la distribuzione asintotica del II tipo, detta anche di Fréchet o log-Gumbel. Nel "British Flood Report" (NERC, 1975) è stata adottata la legge generale dei valori estremi, a tre parametri, che comprende come casi particolari le leggi di Gumbel e di Fréchet. Più recentemente sono state proposte altre generalizzazioni delle classiche leggi dei valori estremi, ottenute dalla teoria del massimo di un numero casuale di variabili casuali. Gli aspetti principali della teoria del massimo valore e un'analisi critica delle sue applicazioni saranno esposti più avanti a partire dal paragrafo B.3.

B.2.4 - Criteri di similitudine idrologica nell'analisi regionale delle serie delle piene annuali

B.2.4.1 - Una volta che sia stata scelta, in base all'analisi delle serie storiche disponibili, la legge di distribuzione più adatta ad interpretarle, i diversi metodi di analisi statistica delle piene prevedono una seconda fase in cui si cerca di individuare i criteri di similitudine idrologica che consentono di ricostruire la distribuzione di probabilità delle portate di piena annuali anche nelle sezioni in cui mancano i dati idrometrici.

I metodi parametrici cercano di definire le leggi con cui ognuno dei parametri  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  della distribuzione della variabile considerata  $X$  varia in funzione di parametri numerici atti a caratterizzare il bacino. Per definire tali leggi il criterio fondamentale da seguire parte dalla considerazione che in una stazione di misura, a causa del numero  $n$  limitato di dati a disposizione, di ogni parametro si può ottenere solo una stima che scarta dal valore teorico di una quantità che dipende, oltre che da  $n$ , dalla distribuzione di probabilità di  $X$  (scarto di campionatura). Di conseguenza occorre controllare in primo luogo se la variabilità di un parametro  $\alpha$  da una stazione all'altra è dello stesso ordine di grandezza della variabilità teorica di campionatura. In caso affermativo gli scarti di  $\alpha$  da una stazione all'altra possono ritenersi non significativi e quindi la regione può dirsi omogenea rispetto ad  $\alpha$ . Nel caso contrario occorre individuare i parametri caratteristici del bacino capaci di "spiegare" la maggiore variabilità di  $\alpha$  fra una stazione e l'altra rispetto alla variabilità teorica di campionatura.

B.2.4.2 - Il primo criterio di similitudine o di omogeneità regionale riguarda il coefficiente di variazione  $C_v$  delle piene annuali  $X_o$ , a seconda della legge di probabilità prescelta, parametri statistici caratteristici che dipendono solo da  $C_v$ . Ad esempio per la legge di Gumbel si considera generalmente, invece che  $C_v$ , la caratteristica  $K'$  data da :

$$(B-5) \quad K' = \frac{C_v}{0.557 - 0.251 C_v}$$

e per la legge log normale la varianza  $\sigma^2 [\log X]$  dei logaritmi:

$$(B-6) \quad \sigma^2 [\log X] = 1 + C_v^2 [X].$$

All'interno della regione esaminata è generalmente possibile individuare vaste aree, definite zone idrometriche, nelle quali tali parametri risultano praticamente costanti [Darlympe, 1960; Lazzari, 1967; Rossi, 1980].

Più variabile risulta invece il parametro di posizione, generalmente la media o la moda, della distribuzione delle piene annuali. Esso dipende infatti, da una parte, dalla maggiore o minore piovosità della zona, dall'altra dalle caratteristiche geomorfometriche del bacino, - quali superficie, lunghezza e pendenza media dell'asta principale, densità di drenaggio, permeabilità etc.-, che influenzano sia il coefficiente di afflusso che i tempi caratteristici della risposta del bacino. In tabella B-I sono riportati a titolo di esempio i dati e i parametri utilizzati nelle analisi regionali di tipo statistico svolte in Italia.

Per la scelta dei parametri caratteristici, da considerare come variabili indipendenti che spiegano almeno una parte della variabilità del parametro di posizione, non conviene affidarsi, a nostro avviso, esclusivamente all'esito dei tests statistici normalmente utilizzati nelle tecniche di regressione multipla. Infatti i parametri geomorfologici sono strettamente correlati tra loro, sicché c'è il rischio che aumentandone il numero non si otten



TABELLA B - I

Quadro riassuntivo delle analisi regionali delle portate di piena eseguite in Italia

	Regione	Dati	r	$n_{\min}$ - $n_{\max}$	Distrib.	Parametri di interesse	Simbologia
LAZZARI (1967), (1968)	Sardegna	$Q_g, Q_c$	26	10 ÷ 39	LN	$S, H_m$	$Q_g$ : portate giorn. (max ann.) $Q_c$ : portate istant. (max ann.)
TONINI et al. (1971)	Veneto	$Q_g, Q_c$	50	(1)	G	$S, h_6$	r: numero delle stazioni cons.
ROSSI (1974)	Basilicata	$Q_c$	10	17 ÷ 39	G	$S, h_t, t_r$	$n_{\min}$ : minima dimens. delle serie $n_{\max}$ : massima dimens. delle serie
PAVIA et al. (1978)	Marche	$Q_c$	10	18 ÷ 40	G	$S, h_t, t_r, pp$	G: distribuzione di Gumbel
	Calabria	$Q_c$	9	18 ÷ 38	G	$S, h_t, t_r, pp$	LN: distrib. log-normale
	Basilicata	$Q_c$	10	17 ÷ 39	G	$S, h_t, t_r, pp$	S: superficie del bacino
CANUTI-MOISELLO (1980)	Liguria	$Q_c, Q_g$	26	6 ÷ 46	G.LN	$S, h_g, h_m, (h_a L)^{(2)}$	H: altitud. media del bacino pp: percentuale parte permeab.
	Toscana	$Q_c, Q_g$	48	5 ÷ 46	G.LN	$S, h_m, (L)^{(2)}$	L: lunghezza dell'asta princip.
TODINI - SERRAGLINI (1980)	Arno	$Q_c, Q_g$	10	10 ÷ 45	G	$S, t_R, (H)_m^{(2)}$	$h_6$ : piogge di 6 ore (max ann.) $h_{t_r}$ : piogge in $t_r$ ore (max ann.) $h_g$ : piogge giornal. (max ann.) $h_m$ : piogge mensili $h_a$ : piogge annue $t_r$ : tempo di ritardo $t_R$ : tempo di risalita

(1): dati non reperiti

(2): in parentesi sono i parametri che hanno una minore importanza.

ga ulteriore informazione. Risulta perciò preferibile un approccio di tipo razionale, individuando a priori i parametri influenti nel fenomeno, ed utilizzando successivamente l'analisi statistica dei dati disponibili per verificare l'esistenza dei legami di correlazione e per stimare le leggi di regressione.

B.2.4.3 - A risultati sostanzialmente identici a quelli dei metodi parametrici conduce l'uso di distribuzioni di frequenze standardizzate, almeno per leggi di probabilità a due parametri. Tale metodo, una volta individuata la legge di probabilità più adatta per ciascuna delle serie disponibili, mira ad individuare una distribuzione unica nella regione (distribuzione regionale) dei dati preventivamente standardizzati rispetto ad una portata indice, assunta pari al valore medio, modale o mediano. Il metodo largamente utilizzato nei paesi anglosassoni [Darlympe, 1960; Kyte, 1977], è stato utilizzato anche in Italia, ad esempio per il bacino dell'Arno [Todini e Serraglini, 1980].

In sostanza l'ipotesi di distribuzione unica regionale della variabile standardizzata corrisponde all'ipotesi di costanza di  $C_v$  o di  $K'$  nella regione. E' necessario comunque che siano previste tecniche oggettive per stabilire se gli scostamenti delle singole distribuzioni dalla distribuzione regionale siano significativi o attribuibili a soli scarti di campionatura.

B.2.4.4 - I metodi di analisi regionale delle piene finora adottati presentano maggiori differenze quando la legge di probabilità è definita da più di due parametri. La tecnica proposta dall'U.S. Water Resources Council, come si è detto, sceglie come terza variabile da regionalizzare il coefficiente di asimmetria  $\gamma_1[W]$  di  $W = \log X$ , ammettendo che esso sia costante in una determinata regione. Questa scelta è stata però molto criticata. Infatti  $\gamma_1[W]$  è fortemente variabile da una stazione all'altra; le stime che se ne possono ottenere sono molto incerte; eventuali errori si risentono enormemente sulla stima delle portate corrispondenti a periodi di ritorno elevati (Klemes, 1976; Landwehr et al., 1978). Un'altra procedura è stata proposta recentemente da Landwehr et al. (1980), basata sulla legge di Wakeby, a 4 o 5 parametri, e sulla scelta dei momenti pesati in probabilità (Greenwood et al., 1978) riferiti alla media, quali parametri da regionalizzare.

Per ridurre l'incertezza nella stima dei parametri il British Flood Report (NERC, 1975), per 10 regioni in cui è stata suddivisa la Gran Bretagna, determina un'unica funzione di distribuzione standardizzata rispetto al valor medio, interpolando le frequenze campionarie cumulate di tutte le serie disponibili.

In sostanza le difficoltà che si incontrano quando si debba ricorrere a distribuzioni con più di due parametri sono dovute all'alta variabilità delle stime dei parametri, che può compromettere il miglioramento ottenuto nell'accuratezza della stima (vedi Landwehr et al., 1980). Per ridurre tale incertezza le indagini più recenti, sopra citate, hanno attribuito un'importanza sempre maggiore alla regionalizzazione, fino a ritenere, anche nelle sezioni di misura, le stime regionali dei parametri preferibili a quelle ottenute dal

le singole serie. Tuttavia, se si prescinde dagli aspetti logici ed interpretativi del modello probabilistico, resta oscuro il significato fisico dei parametri ed incerta la definizione dei criteri di similitudine idrologica.

#### B.2.5 - Conclusioni

Da questa breve rassegna dei metodi per la valutazione delle piene emergono alcune considerazioni. La prima, che costituisce la premessa fondamentale di questo lavoro, è che, a causa della tendenza all'aumento dei danni dovuti alle inondazioni e delle spese sostenute per evitarli, aumentano anche i casi in cui è importante un'accurata valutazione del rischio di superamento della portata di progetto, ed è quindi necessario utilizzare i metodi statistici per la valutazione delle piene.

La seconda considerazione riguarda l'importanza delle analisi di tipo regionale per valutare le piene estreme, e non solo nelle sezioni in cui mancano dati idrometrici. Tali analisi tuttavia, per la grande mole di dati da elaborare, non possono essere effettuate da singoli operatori, ma devono essere di competenza di appositi organismi.

Infine dalla rassegna dei metodi più comunemente utilizzati si deduce che la scelta della legge di probabilità adatta alle serie storiche delle massime piene è un problema ancora irrisolto e controverso, che influenza sensibilmente la stima delle piene di elevato periodo di ritorno. Tale problema resta perciò un obiettivo importante della ricerca idrologica.

Dalla letteratura scientifica sull'argomento risulta che l'approccio empirico della "legge di miglior adattamento", se ha prodotto dei risultati pratici immediati, è arrivato però a un punto morto. Viceversa un incoraggiante sviluppo negli ultimi anni ha avuto la teoria del massimo valore che allarga le possibilità di tenere in conto gli aspetti logici ed interpretativi dei modelli probabilistici, utilizzando l'informazione fisica che si deduce dalla natura del fenomeno.

Nel capitolo seguente saranno illustrati i modelli probabilistici e stocastici più adatti all'analisi delle serie delle massime portate di piena.

B.3 - MODELLI PROBABILISTICI E STOCASTICI PER L'ANALISI DELLE PIENE

B.3.1 - Premessa

Sia  $Q=Q(t)$  la portata al tempo  $t$  che attraverso la sezione di un corso d'acqua. Poiché essa varia in maniera casuale con il tempo, l'idrogramma  $\{Q(t); t \geq 0\}$  rappresenta un processo stocastico. In Fig.B-1a è mostrato l'idrogramma osservato alla stazione idrometrica del Calore a Montella nel periodo 1952-56. Esso costituisce una serie temporale, cioè una particolare realizzazione del processo stocastico  $\{Q(t); t \geq 0\}$ .

In genere non si dispone di serie temporali continue, ma discrete, cioè di osservazioni effettuate a tempi equidistanti, o di valori medi in un fissato intervallo di tempo. Nel caso delle piene l'intervallo temporale deve essere di breve durata, variabile a seconda dei tempi caratteristici della risposta del bacino e a seconda del problema tecnico che si deve affrontare. Molto usati, quando interessano i volumi di piena, sono i dati giornalieri, pubblicati dal nostro Servizio Idrografico negli Annali Idrologici.

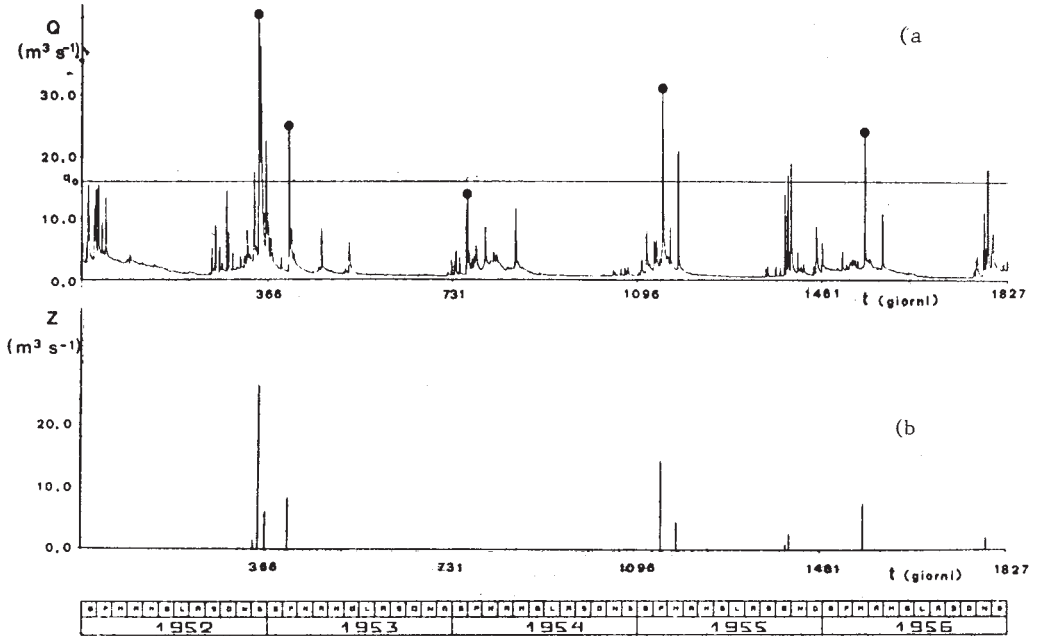


Fig.B-1: Portate giornaliere alla stazione del Calore a Montella :

- a) Idrogramma registrato nel periodo 1952-56 (Contrassegnati i massimi annuali).
- b) Serie dei valori di colmo superiori alla soglia  $q_0 = 16.2 m^3 s^{-1}$ .

Inoltre, nel caso delle piene, raramente si considera il processo stocastico completo, poiché la struttura temporale dell'idrogramma è assai complessa, sia per la periodicità stagionale dei fenomeni meteorici di base, sia per la dipendenza dei valori successivi di  $Q$  l'uno dall'altro a causa dei fenomeni d'invaso nel bacino. Il processo viene perciò semplificato limitandosi a considerare solo la parte di esso in corrispondenza dei valori più elevati della portata. In particolare sono stati adoperati due differenti approcci, a seconda che dal processo completo si estragga il processo dei massimi annuali o il processo dei massimi dei singoli eventi di piena, purché superiori ad una soglia.

### B.3.2 - Processo dei massimi annuali

#### B.3.2.1 - Definizione e misura del rischio di progetto.

Sia  $X_t$  il massimo valore di  $Q$  in un intervallo di tempo  $[0, t]$  :

$$(B-7) \quad X_t = \max_{0 < \tau < t} Q(\tau)$$

Quando l'intervallo  $[0, t]$  è l'anno, si ottiene il massimo annuale di  $Q$  che indicheremo semplicemente con  $X$ . Se si considerano i valori di  $X$  in anni successivi si ottiene una sequenza  $\{X_i; i = 1, 2, \dots\}$ . Una realizzazione finita del processo si definisce serie dei massimi annuali, o anche serie dei piene annuali.

Il processo di massimi annuali è di struttura molto semplice, perché si può ammettere che le massime piene verificatesi in anni successivi siano indipendenti tra loro, e con una funzione di distribuzione  $F_X(x)$  comune :

$$(B-8) \quad F_X(x) = P [X_i \leq x] \quad i = 1, 2, \dots$$

avendo indicato con  $P [X_i \leq x]$  la probabilità che la variabile  $X_i$  sia minore o eguale di un dato valore  $x$ . Il processo è quindi definito da un modello matematico puramente probabilistico, che non dipende dal tempo.

Anche la definizione del rischio di progetto risulta molto semplice, sia che si faccia riferimento al numero di anni che occorre attendere prima di un superamento della piena di progetto, sia che si consideri la probabilità di un superamento nella durata di  $n$  anni assunta a base del progetto.

Il numero di anni  $N_x$  che occorre attendere perché un valore  $x$  di progetto sia superato è il minimo  $i$  per cui  $X_i > x$ , cioè è una nuova variabile casuale definita in base alla sequenza  $\{X_i; i = 1, 2, \dots\}$  dalla relazione :

$$(B-9) \quad N_x = \min (i; X_i > x) \quad x > 0$$

La probabilità che  $N_x$  sia pari a un fissato valore  $n$  è data da :

$$\begin{aligned} P_{N_x}(n) &= P [N_x = n] = \\ &= P [X_1 \leq x, X_2 \leq x, \dots, X_{n-1} \leq x, X_n > x]; \quad n = 1, 2, 3, \dots \end{aligned}$$

che, per una sequenza  $\{X_i; i = 1, 2, \dots\}$  di variabili indipendenti e identicamente distribuite, diventa :

$$(B-10) \quad p_{N_x}(n) = P[N_x = n] = [F_X(x)]^{n-1} [1 - F_X(x)]$$

che è la funzione massa di probabilità di una distribuzione di tipo geometrico [Benjamin e Cornell, 1970]. La funzione di distribuzione è data da :

$$(B-11) \quad F_{N_x}(n) = P[N_x \leq n] = \sum_{j=1}^n [F_X(x)]^{j-1} [1 - F_X(x)] = 1 - [F_X(x)]^n.$$

La media di  $N_x$ , cioè, il numero medio di anni che occorre attendere per il primo superamento di  $x$ , si definisce periodo di ritorno  $T(x)$  di  $x$  e si ricava dal processo dei massimi annuali mediante la relazione :

$$(B-12) \quad T(x) = E[N_x] = \sum_{n=1}^{\infty} n p_{N_x}(n) = \sum_{n=1}^{\infty} n [F_X(x)]^{n-1} [1 - F_X(x)] = \frac{1}{1 - F_X(x)}.$$

In altri casi, a misura del rischio si assume, invece del periodo di ritorno  $T(x)$  di ogni superamento di  $x$ , la probabilità  $R_n(x)$ , definita rischio in  $n$  anni, che  $x$  sia superato almeno una volta in  $n$  anni. Se si indica con :

$$(B-13) \quad X_{(n)} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$$

il massimo in  $n$  anni, la funzione di rischio  $R_n(x)$  è il complemento ad uno della funzione di ripartizione  $F_n(x)$  di  $X_{(n)}$  :

$$F_n(x) = P[X_{(n)} \leq x]$$

che si ottiene dal processo dei massimi annuali mediante la relazione :

$$(B-14) \quad F_n(x) = P[X_1 \leq x, X_2 \leq x, \dots, X_n \leq x] = [F_X(x)]^n.$$

Mettendo a confronto la (B-14) con la (B-12), si ottiene anche la relazione tra  $T(x)$  ed  $R_n(x)$  :

$$(B-15) \quad R_n(x) = 1 - F_n(x) = 1 - [F_X(x)]^n = 1 - \left[1 - \frac{1}{T(x)}\right]^n.$$

Per valori del rischio molto piccoli si ha approssimativamente :

$$(B-16) \quad R_n(x) \approx \frac{n}{T(x)}$$

Si osservi, inoltre, che il valore  $x$  a cui corrisponde  $T = n$  può essere superato in  $n$  anni con un rischio pari a :

$$(B-17) \quad R_n(x) = 1 - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n \approx 1 - \frac{1}{e} = 0.632.$$

B.3.2.2 - Teoria asintotica dei valori estremi.

I modelli probabilistici di tipo non esclusivamente empirico, che sono stati comunemente usati nell'analisi delle serie delle massime piene annuali, derivano da alcuni risultati asintotici, ormai classici, della teoria delle probabilità. Tali risultati individuano le possibili distribuzioni del massimo valore in una sequenza di un numero molto grande di variabili aleatorie indipendenti ed identicamente distribuite (v.a.i.i.d.). Le distribuzioni asintotiche del massimo valore, o del minimo, sono state analizzate in una serie di lavori, che iniziando da Fisher e Tippett (1928), culminano nel lavoro di Gnedenko (1943). Una bibliografia completa è contenuta in Gumbel (1958) e in Galambos (1978).

Sia  $\{Y_i; i=1,2,\dots\}$  una sequenza di v.a.i.i.d. con la comune funzione di distribuzione  $F_Y(y) = P[Y_i \leq y]$ . Per ogni  $k=1,2,\dots$  la funzione di distribuzione di :

$$X = \max_{1 \leq i \leq k} Y_i$$

è data esattamente da :

$$(B-18) \quad F_X(x) = P[X \leq x] = P[Y_1 \leq x, Y_2 \leq x, \dots, Y_k \leq x] = [F_Y(x)]^k.$$

Rinunciando a descrivere l'esatta forma della distribuzione delle  $Y_i$ , e limitandosi a considerare l'andamento di questa distribuzione nel campo dei valori massimi, cioè nella coda superiore, è stata individuata, al crescere di  $k$ , la forma asintotica della (B-18). La distribuzione asintotica del massimo valore di v.a.i.i.d. deve necessariamente appartenere all'una o all'altra di tre famiglie di distribuzione, a seconda dell'andamento della coda superiore delle  $Y_i$ .

Fra queste è stata maggiormente applicata per l'analisi delle piene la legge di Gumbel. Il massimo  $X$  di un numero sufficientemente grande di v.a.i.i.d.  $\{Y_i; i=1, 2 \dots\}$  è distribuito secondo la legge di Gumbel :

$$(B-19) \quad F_X(x) = \exp [-e^{-\alpha(x-\varepsilon)}] \quad \alpha > 0$$

se per  $y$  sufficientemente grande risulta :

$$(B-20) \quad F_Y(y) = 1 - e^{-g(y)}$$

essendo  $g(y)$  una funzione crescente di  $y$  tale che :

$$(B-21) \quad \lim_{y \rightarrow \infty} \frac{d}{dy} \left[ \frac{1}{g'(y)} \right] = 0.$$

A questa classe di distribuzioni [Shen et al., 1980], definita anche di "tipo esponenziale", appartengono le più comuni distribuzioni tra cui l'esponenziale, la normale, la lognormale, la gamma, che bene si adattano a variabili idrologiche.

Se, viceversa, nella coda superiore la  $F_Y(y)$  può essere rappresentata da una funzione di potenza (come succede per la distribuzione Pareto o

per la log-gamma, meno comuni di quelle di tipo esponenziale) :

$$(B-22) \quad F_Y(y) = 1 - \zeta y^{-\theta}$$

il massimo  $X$  è distribuito secondo la legge di Frèchet :

$$(B-23) \quad F_X(x) = \exp \left[ - \left( \frac{v}{x} \right)^\theta \right] \quad x \geq 0; \quad \theta > 0, \quad v > 0$$

Mettendo a confronto la (B-19) e la (B-23) si osserva che, se  $X$  è distribuito secondo la legge di Frèchet con parametri  $v$  e  $\theta$ , la variabile trasformata  $W = \ln X$  è distribuita secondo Gumbel con parametri  $\epsilon = \ln v$  ed  $\alpha = \theta$ .

La terza legge asintotica è limitata superiormente e quindi è di scarso interesse per l'analisi delle piene. Jenkinson (1955) ha scritto le tre leggi asintotiche in una forma comune, definita legge generale dei valori estremi :

$$(B-24) \quad F_X(x) = \exp \left\{ - \left[ 1 + \frac{\alpha}{\theta} (x - \epsilon) \right]^{-\theta} \right\} \quad \alpha > 0$$

che per  $\theta$  eguale, maggiore o minore di zero si riconduce rispettivamente alla legge di Gumbel, di Frèchet o alla terza limitata superiormente.

In definitiva il massimo valore  $X$  di un numero sufficientemente grande di variabili casuali  $\{Y_i; i = 1, 2, \dots\}$ , non limitate superiormente, indipendenti ed identicamente distribuite, segue la legge di Gumbel o di Frèchet, a seconda delle caratteristiche della coda superiore della distribuzione di  $Y$ . Queste leggi sono tra le più usate per i massimi annuali delle portate al colmo ed è quindi opportuno richiamare, sia pur brevemente, le loro principali caratteristiche; tuttavia visto lo stretto legame che esiste fra di esse è possibile limitarsi alla sola analisi delle caratteristiche della distribuzione di Gumbel.

### B.3.2.3 - Distribuzione di Gumbel

La funzione di distribuzione (B-19) è definita da due parametri,  $\epsilon$ , che è la moda, ed  $\alpha$ , che è una misura della dispersione. La media e la varianza sono espresse, in funzione di  $\epsilon$  e di  $\alpha$ , dalle relazioni :

$$(B-25) \quad E [X] = \mu = \epsilon + \frac{0.57722}{\alpha}$$

$$\text{VAR} [X] = \sigma^2 = \frac{\pi^2}{6 \alpha^2} .$$

Il coefficiente di asimmetria invece è costante :

$$(B-26) \quad \gamma_1 [X] = 1.1396 .$$

Il valore  $x_T$  corrispondente ad un assegnato periodo di ritorno  $T$ , che è superato cioè mediamente una volta ogni  $T$  anni, è per la (B-12) e la (B-19)

$$(B-27) \quad x_T = \epsilon - \frac{1}{\alpha} \ln \ln \frac{T}{T-1} =$$

$$= \epsilon \left( 1 - K' \log \ln \frac{T}{T-1} \right)$$



o per T abbastanza grande :

$$(B-28) \quad x_T \cong \epsilon + \frac{\ln T}{\alpha} = \epsilon (1 + K' \log T)$$

formula molto nota tra gli ingegneri idraulici, applicata già da Fuller (1914).  
In essa :

$$(B-29) \quad K' = \frac{1}{0.4343 \epsilon \alpha}$$

viene definita caratteristica della distribuzione (vedi pgr. B.2.4.2).

La legge di Gumbel, come le altre distribuzioni asintotiche, è caratterizzata dalla condizione di "stabilità rispetto al massimo", per cui se il massimo annuale X è distribuito secondo Gumbel con parametri  $\epsilon$  ed  $\alpha$ , il massimo  $X_{(n)}$  in n anni è ancora distribuito secondo Gumbel con parametri  $\epsilon_n$  ed  $\alpha_n$ :

$$(B-30) \quad \epsilon_n = \epsilon + \frac{\ln n}{\alpha}$$

$$(B-31) \quad \alpha_n = \alpha$$

Infatti la funzione di ripartizione di  $X_{(n)}$ , data dalla (B-14), diventa :

$$(B-32) \quad \begin{aligned} F_n(x) &= [F_X(x)]^n = \exp [-n e^{-\alpha(x-\epsilon)}] = \\ &= \exp [-e^{-\alpha(x-\epsilon-\ln n/\alpha)}] \end{aligned}$$

che è una funzione di Gumbel, con parametri dati dalla (B-30) e (B-31), rappresentata nella corrispondente carta probabilistica da una retta parallela a quella del massimo annuale, traslata di  $\frac{\ln n}{\alpha}$ .

Il valore  $x_{n,R}$  che può essere superato in n anni con il rischio  $R_n = 1 - F_n$  è quindi dato da :

$$(B-33) \quad x_{n,R} = \epsilon - \frac{1}{\alpha} \ln \left( \frac{1}{n} \ln \frac{1}{1-R_n} \right)$$

### B.3.3 - Processo dei valori di colmo superiori a una soglia

#### B.3.3.1 - Definizione del processo

Le ipotesi che le variabili originarie, da cui vengono estratti i massimi annuali, siano indipendenti ed identicamente distribuite sono generalmente considerate troppo restrittive. In particolare, come si è detto, le portate che attraversano la sezione di un corso d'acqua in istanti successivi sono fortemente dipendenti l'una dall'altra a causa dei fenomeni di invaso nel bacino sotteso.

E' possibile tuttavia individuare una serie di variabili indipendenti, considerando i valori di colmo dei singoli eventi di piena, superiori a una soglia  $q_0$  sufficientemente alta. Si ottiene così un nuovo processo che permette di analizzare il fenomeno fisico più nel dettaglio di quanto non possa la classica teoria asintotica applicata al processo dei massimi annuali.

Si consideri l'idrogramma  $\{Q(t); t \geq 0\}$  e sia  $q_0$  un fissato livello di soglia. La sequenza dei colmi di piena che superano la soglia  $q_0$  costituisce un processo stocastico particolare, che viene definito processo puntuale marcato [Snyder, 1975]. Infatti il fenomeno viene rappresentato (fig. 1b) :

1) da una successione di punti sull'asse dei tempi, definita processo puntuale di base, che rappresenta la sequenza dei tempi  $\tau_1, \tau_2, \dots$  in cui si verificano i colmi di piena  $Q(\tau_1), Q(\tau_2), \dots$  che superano la soglia  $q_0$ ;

2) da una successione di variabili casuali  $\{Z_i = Q(\tau_i) - q_0; i=1,2,\dots\}$  associate ad ogni punto  $i$ , che rappresentano la grandezza dell'eccedenza rispetto a  $q_0$  e che "marcano" il processo puntuale di base.

In un fissato intervallo  $[0, t]$ , ad esempio una stagione o un anno, il numero  $K_t$  dei colmi di piena eccedenti  $q_0$  è una variabile casuale, che può assumere per ogni  $t \geq 0$  i valori interi  $k=0, 1, 2, \dots$  e perciò costituisce un processo numerico a valori interi. Esso viene formalmente definito in funzione del processo puntuale  $\{\tau_i; i=1, 2, \dots\}$  mediante la relazione :

$$K_t = \max \{i; \tau_i \leq t\} .$$

In un intervallo  $[0, t]$  si ottiene in definitiva una sequenza di un numero casuale di variabili casuali  $\{Z_i; i=1, 2, \dots, K_t\}$ . Una realizzazione finita del processo si definisce serie di durata parziale delle piene.

La massima eccedenza in detto intervallo :

$$(B-34) \quad X'_t = \max_{\tau_i \leq t} Z_i = \max_{0 < i < K_t} Z_i$$

è quindi il massimo di un numero casuale di variabili casuali.

La distribuzione della massima eccedenza  $X'_t$  in un intervallo  $[0, t]$  deve considerarsi una distribuzione composta, derivata dalla distribuzione congiunta di  $K_t$  e di  $Z_i$ , mediante la relazione :

$$(B-35) \quad F_{X'_t}(x') = P [X'_t \leq x'] = \\ = P [K_t = 0] + \sum_{k=1}^{\infty} P [ \max_{1 \leq i \leq k} Z_i \leq x' \mid K_t = k ] P [K_t = k] .$$

In generale le  $\{Z_i\}$  non formano necessariamente una sequenza di variabili casuali indipendenti, nè sono sempre indipendenti dal processo numerico  $\{K_t; t \geq 0\}$  o, il che è lo stesso, dalla sequenza dei tempi di accadimento  $\{\tau_i\}_t$ .

E' possibile tuttavia introdurre alcune ipotesi semplificative ed ottenere così dei modelli più semplici che bene si adattano alle serie dei colmi di piena superiori ad una soglia.

B.3.3.2 - Processi poissoniani

Se si considera una soglia  $q_0$  sufficientemente alta, si può ammettere che il processo numerico  $\{K_t; t \geq 0\}$ , che descrive il numero  $K_t$  dei superamenti di  $q_0$  nel tempo  $t$ , abbia "incrementi indipendenti" nel tempo. Ciò equivale ad ammettere che la probabilità che accada un superamento di  $q_0$  in un dato istante  $t$  non dipenda dal numero dei superamenti accaduti precedentemente. Questa proprietà è caratteristica del processo numerico di Poisson, per cui il numero di superamenti  $K_t$  in un fissato intervallo di tempo  $[0, t]$  è distribuito con la legge :

$$(B-36) \quad p_{K_t}(k) = P [K_t = k] = \frac{(\Lambda_t)^k \exp(-\Lambda_t)}{k!} .$$

La media e la varianza di  $K_t$  coincidono e risultano pari a  $\Lambda_t$  :

$$(B-37) \quad E [K_t] = \text{VAR} [K_t] = \Lambda_t$$

Il parametro  $\Lambda_t$ , pari al numero medio di superamenti nell'intervallo  $[0, t]$ , è una funzione deterministica, non negativa e non decrescente, di  $t$  ed è definita funzione parametro del processo.

Il processo di Poisson è caratterizzato da un'importante proprietà : se si divide l'intervallo  $[0, t]$  in  $s$  intervalli parziali  $[t_{j-1}, t_j]$  ( $j = 1, 2, \dots, s$ ) - ad esempio l'anno in stagioni -, e se il numero  $K_j$  di eccedenze in ogni intervallo  $j$  è distribuito secondo Poisson con parametro  $\Lambda_j$ , il numero totale  $K_t = \sum_{j=1}^s K_j$  di superamenti è ancora distribuito secondo Poisson con parametro  $\Lambda_t = \sum_{j=1}^s \Lambda_j$  (proprietà riproduttiva). Si osservi che il numero  $K_j$  di superamenti in ogni intervallo  $j$  è indipendente da  $K_i$  per  $i \neq j$ .

Se il parametro  $\Lambda_t$  è una funzione assolutamente continua di  $t$ , sicché può essere espressa come :

$$(B-38) \quad \Lambda_t = \int_0^t \lambda(u) du \quad t \geq 0$$

la derivata  $\lambda(t)$  di  $\Lambda_t$  è una funzione non negativa di  $t$ , definita funzione intensità del processo, e rappresenta il numero medio di superamenti nell'unità di tempo. Quando  $\lambda(t)$  è una costante  $\lambda$ , indipendente dal tempo ed è, quindi,  $\Lambda_t = \lambda t$ , il processo si dice omogeneo nel tempo. In caso contrario il processo si dice non omogeneo.

Nel caso delle piene, il carattere poissoniano dei superamenti di una soglia  $q_0$  sufficientemente alta deriva dal carattere poissoniano delle precipitazioni (Thom, 1959; Todorovic e Yevjevich, 1969) e dal fatto che le grandi piene, superiori a  $q_0$ , risultano generalmente così distanziate nel tempo da potersi ritenere che l'una accada indipendentemente dall'altra. Il processo risulta stagionalmente non omogeneo, cioè la funzione intensità  $\lambda(t)$ , per  $t \geq 0$ , dipende dal tempo con andamento ciclico di periodo fondamentale di un anno (Zelenhasic, 1970; Todorovic e Zelenhasic, 1970; Dauty, 1972; North, 1980).

In ogni fissato intervallo di tempo  $[0, t]$ , ad esempio in una data stagione o nell'intero anno, il processo di Poisson viene definito dal solo parametro  $\lambda_t$ , e quindi risulta anche per la sua semplicità particolarmente adatto all'analisi delle massime piene. Sono stati proposti altri processi, come quello di Polya (Calenda e Petaccia, 1975), che tengono in conto in qualche modo della "memoria" del fenomeno di piena, cioè della dipendenza della probabilità di superamento della soglia  $q_0$  nell'istante  $t$  dai tempi dei superamenti precedenti  $t$ . Il processo di Polya, però, comporta un aumento del numero dei parametri senza migliorare significativamente la rappresentazione del fenomeno (Cunnane, 1979). Soprattutto va considerato che un'eventuale "memoria" del processo non influenza significativamente la valutazione delle massime piene corrispondenti a periodi di ritorno elevati, che più interessa nelle pratiche applicazioni.

Da questo punto di vista si può senz'altro ritenere, come si farà nel seguito che :

i) il processo numerico  $K_t$  è un processo di Poisson stagionalmente non omogeneo, con funzione intensità ad andamento ciclico, di periodo fondamentale di un anno.

B.3.3.3 - Modello poissoniano per eccedenze indipendenti e identicamente distribuite (modello poissoniano elementare).

L'altro vantaggio che si ottiene nel considerare un processo troncato ad una soglia  $q_0$  sufficientemente alta, e quindi con superamenti distanziati nel tempo, è che anche la grandezza delle eccedenze è indipendente dal numero e dalla grandezza delle eccedenze accadute precedentemente. In altri termini, oltre all'ipotesi i) di processo poissoniano fatta al pgr. precedente, si può considerare (vedi, oltre agli autori già citati, Todorovic, 1978; Taesombut e Yevjevich, 1979; Cunnane, 1979):

ii) il processo  $\{Z_i; i=1, 2, \dots\}$  come una sequenza di variabili casuali mutuamente indipendenti e indipendenti dal processo  $\{K_t; t \geq 0\}$ .

In tal caso nella (B-35) risulta :

$$(B-39) \quad P \left[ \max_{1 \leq i \leq k} Z_i \leq x' \mid K_t = k \right] = P \left[ \max_{1 \leq i \leq k} Z_i \leq x' \right] = \\ = \prod_{i=1}^k P [Z_i \leq x']$$

L'altra ipotesi che viene comunemente fatta è che :

iii) il processo  $Z_i$  consista di variabili identicamente distribuite con una comune funzione di ripartizione  $F_Z(z)$ , sicché si ha :

$$(B-40) \quad \prod_{i=1}^k P [Z_i \leq x'] = [F_Z(x')]^k$$

Si ottiene così, con l'ipotesi i) del paragrafo precedente e con le ipotesi ii) e iii), un processo puntuale marcato, molto semplice, che in dicheremo in seguito come modello poissoniano elementare. La distribuzione della massima eccedenza  $X'_t$  in un intervallo  $[0, t]$ , data dalla (B-35),

si trasforma per le (B-39) e (B-40) in :

$$(B-41) \quad F_{X'_t}(x') = P[K_t = 0] + \sum_{k=1}^{\infty} [F_Z(x')]^k P[K_t = k]$$

e per la (B-36) :

$$F_{X'_t}(x') = e^{-\Lambda t} \left\{ 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{[\Lambda_t F_Z(x')]^k}{k!} \right\}$$

o, ricordando che la serie in parentesi è lo sviluppo di  $\exp[\Lambda_t F_Z(x')]$ , si ha anche :

$$(B-42) \quad F_{X'_t}(x') = \exp \{-\Lambda_t [1 - F_Z(x')]\}.$$

Se la  $F_Z(z)$  può essere messa nella forma :

$$(B-43) \quad F_Z(z) = 1 - e^{-\beta h(z)}$$

in cui  $h(z)$  è una funzione di  $z$  ed è :

$$(B-44) \quad \frac{1}{\beta} = E[h(z)]$$

si ha dalla (B-42) :

$$(B-45) \quad F_{X'_t}(x') = \exp [-\Lambda_t e^{-\beta h(x')}] ,$$

Quando l'intervallo  $[0, t]$  coincide con l'anno, si ottiene la funzione di ripartizione della massima eccedenza annuale, che indicheremo semplicemente con  $X'$  :

$$(B-46) \quad F_{X'}(x') = \exp [-\Lambda e^{-\beta h(x')}]$$

avendo indicato con  $\Lambda$  il parametro di Poisson relativo ad un intervallo di un anno. La (B-46) è compatibile con le classiche leggi asintotiche dei valori estremi. Infatti, poiché il massimo annuale  $X$  è pari ad  $X' + q_0$ , si ritrova la legge di Gumbel, se si pone  $h(x') = x' - x - q_0$ ,  $\beta = \alpha$  e :

$$(B-47) \quad \Lambda = e^{\alpha(\epsilon - q_0)}$$

e la legge di Frèchêt, se si pone  $h(x') = \ln x'$ ,  $\beta = \theta$  e  $\Lambda = e^{\theta \ln(v - q_0)}$ .

La (B-46) rappresenta però un'espressione esatta e non asintotica della funzione di ripartizione del massimo di un numero poissoniano di v.a.i.i.d.. Inoltre in questa forma è più chiaro il significato fisico dei parametri. Infatti, ad esempio per la legge di Gumbel,  $1/\alpha$  è il valor medio delle eccedenze, che non varia al variare della soglia  $q_0$ <sup>(3)</sup>, mentre  $\Lambda$  è il numero medio annuo di superamenti - che invece varia con la (B-47) al variare di  $q_0$ <sup>(3)</sup>. Al limite, per  $q_0 = 0$ , se si considerano solo gli eventi indipendenti e nelle ipotesi della nota (3),  $\Lambda$  tende al valore  $\Lambda^0 = \exp(\alpha\epsilon)$ , sicché

(3) : Nell'ipotesi che al variare della soglia il processo  $K_t$  resti poissoniano e le eccedenze restino v.a.i.i.d. con distribuzione esponenziale.

per la (B-29) la caratteristica  $K'$  della legge di Gumbel è data da :

$$(B-48) \quad K' = \frac{1}{\log \Lambda^0}$$

e quindi dipende soltanto dal numero medio annuo di eventi di piena indipendenti. Si chiarisce così il significato fisico delle zone idrometriche definite al pgr. B.2.4.2, cioè di vaste aree in cui  $K'$  risulta costante.

B.3.4 - Generalizzazione delle classiche leggi del massimo valore e dei modelli stocastici corrispondenti.

B.3.4.1 - Validità delle classiche leggi del massimo valore.

La teoria asintotica dei valori estremi e la teoria del massimo di un numero poissoniano di variabili casuali, per variabili originarie indipendenti ed identicamente distribuite, conducono a leggi di probabilità del massimo valore formalmente coincidenti, di grande semplicità e con parametri di chiaro significato fisico.

Come sarà ampiamente illustrato nei paragrafi B.4 e B.5, quando saranno discusse le applicazioni dei diversi modelli, l'esperienza ha mostrato che in alcuni casi la legge di Gumbel, e il modello poissoniano elementare ad essa corrispondente, si adattano bene alle serie storiche. In altri casi invece l'adattamento risulta insoddisfacente, e le portate di piena corrispondenti a periodi di ritorno elevati vengono sottostimate. Neanche la legge di Fréchet dà in questi casi risultati soddisfacenti. Essa sopravvaluta sistematicamente le portate di piena corrispondenti a periodi di ritorno elevati.

Nei casi in cui le leggi classiche del massimo valore, di Gumbel e di Fréchet, non presentano un buon adattamento, non conviene abbandonare la teoria del massimo valore. Occorre, invece, rimuovere qualcuna delle ipotesi semplificative su cui si basano le leggi classiche, ed individuare così modelli più generali. In particolare l'ipotesi più restrittiva, che maggiormente influenza la valutazione delle portate di piena estreme, è la iii) che il processo  $Z_1$  consista di variabili identicamente distribuite (vedi pgr. B.3.3.3). Proprio dalla riformulazione di tale ipotesi derivano i due modelli qui appresso descritti: il primo, proposto da Todorovic e Rousselle (1971) sarà indicato come modello poissoniano stagionale, l'altro, da noi proposto, sarà indicato come modello poissoniano a doppia componente.

B.3.4.2 - Modello poissoniano con distribuzione delle eccedenze dipendente dal tempo (modello poissoniano stagionale)

Il modello poissoniano elementare ammette che da una stagione all'altra dell'anno varii la frequenza media dei superamenti della soglia  $q_0$ , ma non la grandezza media delle eccedenze. A differenza del processo numerico  $K_t$ , la distribuzione della grandezza  $Z_1$  delle eccedenze risulta indipendente dal tempo d'accadimento  $\tau_1$ , e in particolare dalla stagione dell'anno in cui la eccedenza si è verificata (ipotesi iii) del pgr. B.3.3.3).

In realtà un effetto stagionale, anche se in misura minore, è riscon-

trabile in molti casi anche sulle  $Z_i$ , nel senso che il valore medio delle  $Z_i$  varia da una stagione all'altra. Di conseguenza una generalizzazione del modello elementare può essere ottenuto, ammettendo (Todorovic e Rousselle, 1971) che :

iv)  $\{Z_i\}$  è una sequenza di variabili casuali la cui distribuzione dipende, con ciclo annuale, dal tempo di accadimento  $\tau_i$ , per  $i=1, 2, \dots$ , ma non dai tempi  $\tau_j$  per  $j \neq i$ .

La funzione di ripartizione della massima eccedenza  $X'_t$  in un intervallo  $[0, t]$  è quindi data da (Todorovic, 1978) :

$$(B-49) \quad F_{X'_t}(x') = \exp \left\{ - \int_0^t P [Z_i > x' | \tau_i = u] \lambda(u) du \right\}$$

in cui  $\tau_i$  è il tempo di accadimento dell'eccedenza  $i$ -esima,  $\lambda(t)$  è la funzione intensità del processo di Poisson. Se la funzione di ripartizione delle  $Z_i$  può essere messa nella forma :

$$(B-50) \quad F_Z(z) = 1 - e^{-\beta(t) h(z)}$$

con parametro  $\beta(t)$  dipendente dal tempo, la (B-49) diventa :

$$(B-51) \quad F_{X'_t}(x') = \exp \left\{ - \int_0^t e^{-\beta(u) h(x')} \lambda(u) du \right\} .$$

Se l'intervallo  $[0, t]$  è pari a un anno, ponendo nella (B-51)  $h(x') = x' - x - q_0$ , la legge di ripartizione del massimo annuale è :

$$(B-52) \quad F_X(x) = \exp \left\{ - \int_0^t e^{-\beta(u) (x - q_0)} \lambda(u) du \right\}$$

che può essere considerata una generalizzazione della legge di Gumbel.

Se si suddivide l'anno in  $s$  intervalli parziali  $[t_{j-1}, t_j]$  e si ammette che in ciascuno di essi  $Z$  sia identicamente ed esponenzialmente distribuita, e quindi nella stagione  $j$ -esima ( $j=1, 2, \dots, s$ ) sia  $\beta$  costante e pari a  $\beta_j$ , la funzione di ripartizione del massimo stagionale  $X_j$  è :

$$(B-53) \quad \begin{aligned} F_j(x) &= P[X_j \leq x] = \exp \left\{ - \int_{t_{j-1}}^{t_j} e^{-\beta_j(u) (x - q_0)} \lambda(u) du \right\} = \\ &= \exp \left\{ - \Lambda_j e^{-\beta_j(x - q_0)} \right\} \end{aligned}$$

in cui  $\Lambda_j$  è il parametro di Poisson nella stagione  $j$ -esima.

La funzione di ripartizione del massimo annuale si può quindi esprimere come il prodotto delle  $s$  funzioni di ripartizione dei massimi stagionali  $X_j$  :

$$(B-54) \quad \begin{aligned} F_X(x) &= \exp \left\{ - \sum_{j=1}^s \Lambda_j e^{-\beta_j(x - q_0)} \right\} = \\ &= \prod_{j=1}^s \exp \left\{ - \Lambda_j e^{-\beta_j(x - q_0)} \right\} = \prod_{j=1}^s F_j(x) \end{aligned}$$

B.3.4.3 - Modello poissoniano con eccedenze distribuite secondo una miscela di due esponenziali (modello poissoniano a doppia componente).

Una caratteristica delle serie storiche delle massime portate di piena, presente anche nelle serie delle massime altezze di pioggia di breve durata, è che, per un numero significativo di dette serie, si è verificato nel periodo di osservazione un valore della portata o dell'altezza di pioggia "straordinario" (outlier) - cioè nettamente maggiore di tutti gli altri valori osservati - in corrispondenza di grandi nubifragi, e dei conseguenti eventi alluvionali, che hanno avuto spesso effetti catastrofici (vedi anche pgr. B.2.3).

Il numero di questi valori "straordinari" osservati in bacini diversi di una stessa regione in un periodo di  $n=50+60$  anni - che, tranne eccezioni, è il massimo periodo di osservazione di cui si dispone - è ormai diventato tale, che non è più possibile trascurare detti eventi in sede di valutazione delle portate di piena. In altri termini la corrispondente probabilità di superamento in  $n$  anni è significativamente diversa da zero.

Viceversa con il modello di Gumbel si stimerebbero molti di detti valori come "impossibili" cioè con probabilità di superamento praticamente nulla in  $n$  anni.

Con il modello del pgr. precedente, per eccedenze stagionalmente distribuite, migliora l'interpretazione statistica del fenomeno. Infatti tali valori "straordinari" tendono a verificarsi nello stesso periodo dell'anno in una stessa regione; ad esempio, in Campania, nel mese di ottobre. Tuttavia essi non solo possono verificarsi anche in mesi diversi, ma spesso risultano "straordinari" anche rispetto alla serie dei massimi di quel mese.

Il modello da noi proposto ammette che tali valori "straordinari" appartengono ad una popolazione diversa (nel senso che dipendono da fenomeni fisici diversi) da quella a cui appartengono la gran parte degli altri valori delle massime portate di piena. A differenza però del modello stagionale del pgr. precedente, si ammette che le due diverse componenti non possano essere separate a seconda della stagione dell'anno in cui si verifica l'evento di piena, ma che si "mescolano", sia pure con diversa proporzione, in ogni stagione. Inoltre, analogamente al modello stagionale, si ammette che ognuna delle due componenti segua un processo di Poisson.

In definitiva l'ipotesi iii) del pgr.B.3.3.3 viene sostituita dall'altra :

v) il processo  $\{ Z_i; i=1, 2, \dots \}$  è una sequenza di variabili casuali derivate dalla miscela di due componenti, ciascuna delle quali distribuita secondo la (B-43), sicché la funzione di ripartizione delle  $Z_i$  è data da :

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= p F_{Z_1}(z) + (1-p) F_{Z_2}(z) = \\ (B-55) \quad &= p [1 - e^{-\beta_1 h(z)}] + (1-p) [1 - e^{-\beta_2 h(z)}] \end{aligned}$$



in cui gli indici 1 e 2 si riferiscono rispettivamente alla prima e seconda componente, e  $p$  indica la proporzione della prima componente nella miscela.

Riferendosi ad un intervallo temporale  $[0, t]$  pari ad un anno, ed eliminato quindi l'indice  $t$ , l'ipotesi i) del pgr.B.3.3.2 si precisa nel senso che :

i) il numero annuo di eccedenze  $K_1$  e  $K_2$  appartenenti ad ognuna delle due componenti segue un processo di Poisson, con parametri pari rispettivamente a  $\Lambda_1$  e a  $\Lambda_2$ ; e quindi che il numero totale annuo di eccedenze  $K = K_1 + K_2$  segue ancora Poisson con parametro  $\Lambda = \Lambda_1 + \Lambda_2$  per la proprietà riproduttiva del processo.

Di conseguenza le proporzioni delle due componenti nella miscela risultano pari rispettivamente a :

$$(B-56) \quad p = \frac{\Lambda_1}{\Lambda_1 + \Lambda_2} ; \quad 1 - p = \frac{\Lambda_2}{\Lambda_1 + \Lambda_2} .$$

Sostituendo la (B-55) nella (B-42) si ottiene la funzione di ripartizione della massima eccedenza annuale  $X'$  :

$$(B-57) \quad F_{X'}(x') = \exp \left[ - \Lambda_1 e^{-\beta_1 h(x')} - \Lambda_2 e^{-\beta_2 h(x')} \right]$$

che è anche la funzione di ripartizione del massimo annuale  $X = X' + q_0$  purché in essa si ponga  $x' = x - q_0$ .

Poiché le funzioni di ripartizioni dei massimi annuali  $X_1$  ed  $X_2$  di ognuna delle due componenti sono date rispettivamente da :

$$(B-58) \quad \begin{aligned} F_1(x) &= P[X_1 \leq x] = \exp \left[ - \Lambda_1 e^{-\beta_1 h(x - q_0)} \right] \\ F_2(x) &= P[X_2 \leq x] = \exp \left[ - \Lambda_2 e^{-\beta_2 h(x - q_0)} \right] \end{aligned}$$

la (B-57) diventa :

$$(B-59) \quad F_X(x) = F_1(x) \cdot F_2(x) .$$

La funzione di ripartizione del massimo annuale  $X$  risulta quindi pari al prodotto delle funzioni di ripartizioni di  $X_1$  e di  $X_2$ , e cioè al prodotto di due funzioni di Gumbel o di Fréchet, a seconda che le due componenti seguano l'uno o l'altro dei due modelli classici. In particolare nel caso più frequente in cui risulta  $h(x') = x'$  si ha :

$$(B-60) \quad \begin{aligned} F_X(x) &= F_1(x) \cdot F_2(x) = \\ &= \exp \left[ - \Lambda_1 e^{-\beta_1 (x - q_0)} - \Lambda_2 e^{-\beta_2 (x - q_0)} \right] . \end{aligned}$$

## B.4 - ANALISI DI UNA SERIE DI DATI : APPLICAZIONI

### B.4.1 - Premessa

Le serie empiriche più facilmente reperibili sono, in genere, le serie dei massimi annuali delle portate istantanee o giornaliere, e dei massimi annuali delle piogge di breve durata o giornaliere. In Italia queste sono le serie pubblicate dal Servizio Idrografico, mentre le serie dei picchi superiori ad una soglia, o serie dei massimi di durata parziale, sono disponibili, purtroppo, solo per le portate giornaliere, e per le piogge giornaliere. Le serie di durata parziale per le portate istantanee possono essere reperite solo attraverso un faticoso lavoro di analisi delle strisce degli idrometrografi.

Nella prima fase dell'analisi regionale delle piene conviene perciò considerare le serie dei massimi annuali ed applicare ad esse, per i motivi esposti nel pgr. B.3.4.1, la legge di Gumbel. Solo nel caso in cui non risulti valida la legge di Gumbel, vale la pena di procedere all'analisi delle serie di durata parziale.

Particolare attenzione va posta nel controllare l'attendibilità dei dati, soprattutto per i valori più elevati delle portate, stimati, come è noto, dal Servizio Idrografico attraverso estrapolazione delle scale di deflusso molto al di fuori dell'intervallo di taratura sperimentale o ricorrendo a metodi di stima indiretti. Molto utile a questo riguardo può risultare un raffronto con le piogge cadute sul bacino,

### B.4.2 - Analisi di una serie di massimi annuali con il modello di Gumbel.

B.4.2.1 - L'analisi di una serie di massimi annuali con il modello di Gumbel va svolta attraverso le successive fasi dell'inferenza statistica: stima dei parametri, test sull'adattamento della distribuzione, individuazione degli intervalli di confidenza.

Per la stima dei parametri  $\epsilon$  ed  $\alpha$  della legge di Gumbel, data dalla (B-19), in base ad una serie di valori  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  assunti dal massimo annuale  $X$  in un periodo di  $n$  anni, conviene ricorrere al metodo della massima verosimiglianza, indicato con ML (Maximum Likelihood), risolvendo iterativamente le due equazioni [Kimball, 1946] :

$$(B-61) \quad 1/\hat{\alpha} = \bar{x} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i e^{-\hat{\alpha} x_i}}{\sum_{i=1}^n e^{-\hat{\alpha} x_i}}$$

$$(B-62) \quad e^{-\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{-\hat{\alpha} x_i}$$

dove  $\bar{x} = \sum x_i / n$  <sup>(4)</sup>.

Consideriamo ad esempio la serie delle piene annuali istantanee osservate alla stazione del Tenna ad Amandola, Marche, riportate in Tab. B-II. Risolvendo il sistema costituito dalle (B-61) e (B-62), si ottiene  $\hat{\epsilon} = 33.90 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$  ed  $1/\hat{\alpha} = 18.84 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ , essendo  $\bar{x} = 45.02 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ .

Per la verifica della bontà dell'adattamento è sempre consigliabile rappresentare la funzione di ripartizione osservata su carta probabilistica di Gumbel. Indicato con  $x_{(i)}$  l'i-esimo elemento del campione ordinato in senso crescente e calcolata la frequenza cumulata  $i/n+1$ , si verifica se i punti  $(x_{(i)}, i/n+1)$  si dispongano secondo un andamento pressoché rettilineo. Per una valutazione più rigorosa della bontà dell'adattamento, piuttosto che il classico test del chi-quadrato, conviene applicare il test di asimmetria, verificando se il coefficiente di asimmetria della serie storica differisca significativamente dal valore teorico  $\gamma_1 = 1.14$ , caratteristico della legge di Gumbel ed indipendente dai parametri della distribuzione [vedi la (B-26)]. La stima empirica di  $\gamma_1$ , ottenuta da una serie di dati  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  con media  $\bar{x}$ , mediante la :

$$(B-63) \quad \hat{\gamma}_1 = n^{1/2} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^{3/2}}$$

è limitata algebricamente verso l'alto [Kirby, 1974], statisticamente distorta verso il basso e soggetta a forti errori di campionatura. Di conseguenza, per verificare se gli scarti di  $\hat{\gamma}_1$  dal valore teorico 1.14 siano o meno significativi, occorre conoscere media  $E[\hat{\gamma}_1]$  e scarto quadratico medio  $\sigma[\hat{\gamma}_1]$  di  $\hat{\gamma}_1$  al variare di  $n$ . Questi sono stati determinati da Matalas et al. (1975) mediante tecniche di generazione di dati (vedi Tab. B-III).

---

(4) : Per la legge di Gumbel, non esiste una coppia di statistiche congiuntamente sufficienti, cioè funzioni del solo campione  $\{x_1, \dots, x_n\}$  che non disperdano alcuna informazione su  $\epsilon$  ed  $1/\alpha$ . Esistono però funzioni statistiche di stima, dipendenti da uno dei parametri incogniti, che sono sufficienti [Kimball, 1946]. Fra i metodi di stima sufficienti, il metodo ML è quello generalmente più efficiente. Nel caso della legge di Gumbel, recentemente Yevjevich (1979) ha mostrato, ricorrendo a tecniche di generazione di dati, che il metodo ML è quello che presenta il minimo errore quadratico medio rispetto agli altri metodi più utilizzati. Anche se più oneroso, esso è quindi preferibile ad altri metodi di molto inefficienti, come il metodo dei momenti, o comunque meno efficienti [per una rassegna vedi Gumbel (1958), Mann (1968); vedi anche Downton (1966), Jowitt (1979)].

TABELLA B - II

Serie delle piene annuali alle stazioni del Tenna ad Amandola, Marche, (portate istantanee) e dell'Amato a Marino, Calabria, (portate giornaliere).

Tenna (S = 100 Km <sup>2</sup> ) (*)							
Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )
1927	61.3	1936	28.6	1950	56.0	1964	27.8
1928	60.5	1937	66.7	1957	46.2	1965	31.4
1929	25.8	1938	14.6	1958	36.9	1966	12.7
1931	70.5	1939	48.2	1959	89.9	1967	37.3
1932	47.5	1940	101.1	1960	46.5	1968	58.4
1933	41.7	1947	28.6	1961	22.9	1969	30.8
1934	109.0	1948	55.5	1962	16.5	1970	12.3
1935	37.8	1949	16.4	1963	56.3		

Amato (S = 115 Km <sup>2</sup> )							
Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )	Anno	x (m s <sup>-1</sup> )
1924	10.7	1934	24.0	1948	14.9	1960	29.8
1925	22.0	1935	43.4	1949	16.1	1961	28.7
1926	18.2	1936	74.7	1950	14.7	1962	13.8
1928	11.3	1937	29.9	1951	17.1	1963	20.5
1929	11.9	1938	17.2	1952	18.8	1964	19.5
1930	31.5	1939	9.3	1953	43.3	1965	17.8
1931	185.0	1940	80.8	1957	33.3	1966	24.0
1932	68.6	1941	66.0	1958	28.9	1967	16.0
1933	66.0	1942	35.5	1959	78.1	1968	13.0

(\*) : Serie desunta dalla lettura delle registrazioni originali, messe a disposizione dalla Sezione di Bologna del Servizio Idrografico.

TABELLA B-III

Valori di  $E[\hat{\gamma}_1]$  e di  $\sigma[\hat{\gamma}_1]$  per la legge di Gumbel ( $\gamma_1 = 1.14$ ) al variare della dimensione  $n$  del campione (Matalas et al., 1975).

n	10	20	30	40	50	60	70	80	90
$E[\hat{\gamma}_1]$	0.525	0.740	0.841	0.898	0.937	0.964	0.986	1.002	1.015
$\sigma[\hat{\gamma}_1]$	0.626	0.586	0.555	0.526	0.504	0.485	0.468	0.452	0.437

Ammettendo che  $\hat{\gamma}_1$  sia approssimativamente distribuito secondo la legge normale, si può accettare l'ipotesi di validità della legge di Gumbel, se, scelto un livello di significatività pari al 5%, il valore osservato  $\hat{\gamma}_1$  scarta dalla media  $E[\hat{\gamma}_1]$  di una quantità minore, in valore assoluto, di  $2\sigma[\hat{\gamma}_1]$ .

D'altra parte nelle applicazioni interessa soprattutto il buon adattamento della legge nel campo dei valori più alti di  $X$ . A tale scopo, conviene considerare il massimo valore  $x_{(n)}$  osservato nel periodo storico e verificare che la probabilità di superamento di  $x_{(n)}$  in  $n$  anni, cioè il rischio  $R_n[x_{(n)}]$  definito al pgr. B.3.2.1, non sia troppo piccolo, ad esempio inferiore al 5%. Tale probabilità si ottiene ricordando che :

$$R_n[x_{(n)}] = 1 - F_n[x_{(n)}]$$

e che per la legge di Gumbel  $F_n(x)$  si calcola mediante la (B-32).

Nell'esempio considerato del Tenna, dalla Fig.B-2 si osserva che la funzione di ripartizione presenta in carta probabilistica di Gumbel un andamento pressoché rettilineo. A conferma del buon adattamento della legge di Gumbel, il coefficiente di asimmetria  $\hat{\gamma}_1$  risulta pari a 0.85, cioè praticamente coincidente con il valore atteso, per  $n=31$ , di Tab.B-III. Inoltre, nella stessa figura, oltre la retta che rappresenta la funzione di ripartizione teorica del massimo annuale  $X$ , data dalla (B-19) o dalla (B-27), è stata riportata anche la retta parallela che rappresenta la funzione di ripartizione del massimo  $X_{(n)}$  in  $n$  anni, data dalla (B-32). Si osserva che il massimo storico  $x_{(n)} = 109.0 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$  ha una probabilità cumulata  $F_X = 0.892$  nella distribuzione di  $X$ , ed  $F_n = 0.562$  in quella di  $X_{(n)}$ . Esso, quindi, è bene interpretato dalla legge di Gumbel.

L'incertezza nella stima  $\hat{x}_T$  del valore  $x_T$  corrispondente ad un assegnato periodo di ritorno  $T$  può essere misurata dall'intervallo di confidenza, cioè dall'intervallo dei valori  $x_{T,1}$  ed  $x_{T,2}$ , in cui ci si deve aspettare con una fiducia, ad esempio, del 95% che ricada il vero valore  $x_T$ . Per  $n$  sufficientemente grande, i valori limiti  $x_{T,1}$  ed  $x_{T,2}$  possono essere calcolati dalle relazioni (Kimball, 1949) :

$$(B-64) \quad x_{T,1}, x_{T,2} = \hat{x}_T \mp \frac{2}{\hat{\alpha} \sqrt{n}} \left[ 1 + \frac{\sigma}{\pi^2} (1 - \gamma - \ln \ln \frac{T}{T-1})^2 \right]^{1/2}$$

dove  $\gamma = 0.57722$  è la costante di Eulero. Calcolando l'intervallo  $(x_{T,1}, x_{T,2})$  per diversi valori di  $T$ , è possibile determinare la fascia di confidenza. In fig. B-2 tale fascia è riportata per l'esempio del Tenna.

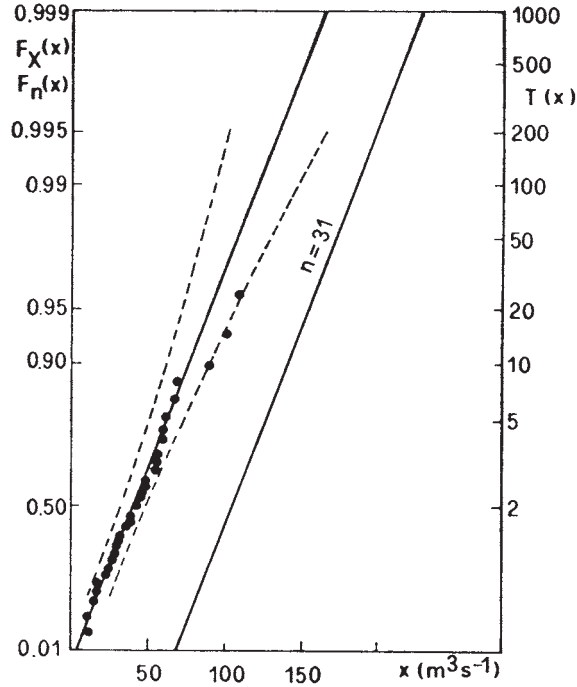


Fig. B-2 : Serie dei massimi annuali delle portate istantanee alla stazione del Tenna ad Amandola, Marche ( $n=31$ ). Funzione di ripartizione osservata e teorica secondo la legge di Gumbel. Fasce di confidenza al 95%. Funzione di ripartizione teorica del massimo in  $n$  anni.

B.4.2.2 - L'adattamento del modello di Gumbel alle serie delle piene annuali non risulta sempre soddisfacente. In alcuni casi infatti la funzione di ripartizione osservata non assume un andamento rettilineo in carta di Gumbel, ma presenta un caratteristico andamento a gomito, accompagnato a volte dalla presenza di uno o due valori che si discostano nettamente dagli altri. A questi valori corrisponderebbe per il modello di Gumbel una probabilità cumulata  $F_n$  nella distribuzione di  $X_{(n)}$  molto prossima all'unità, sicché essi dovrebbero considerarsi valori praticamente "impossibili" o comunque "eccezionali". In tali casi, inoltre, anche il coefficiente di asimmetria risulta significativamente maggiore del valore atteso della legge di Gumbel.

Ad esempio in Fig. B-3 è riportata la serie delle piene annuali gior

naliere all'Amato a Marino, Calabria, (vedi Tab. B-II) per cui risulta  $\hat{\gamma}_1 = 2.80$ , valore significativamente maggiore del valore atteso per  $n=36$ . Il massimo storico  $x_{(n)} = 185.0 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ , nettamente maggiore del secondo massimo  $x_{(n-1)} = 80.8 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ , ha una probabilità cumulata  $F_X = 0.9999$  nella distribuzione di  $X$  ed  $F_n = 0.9980$  nella distribuzione di  $X_{(n)}$ , e quindi risulterebbe praticamente impossibile, in base al modello di Gumbel, la cui validità, in casi come questi, risulta molto incerta.

Tuttavia per trarre conclusioni sull'adattamento della legge di Gumbel non è certo sufficiente il risultato dell'analisi di una singola serie, ma è necessario considerare tutte le serie disponibili nella regione, come sarà illustrato più avanti nel paragrafo B.5.

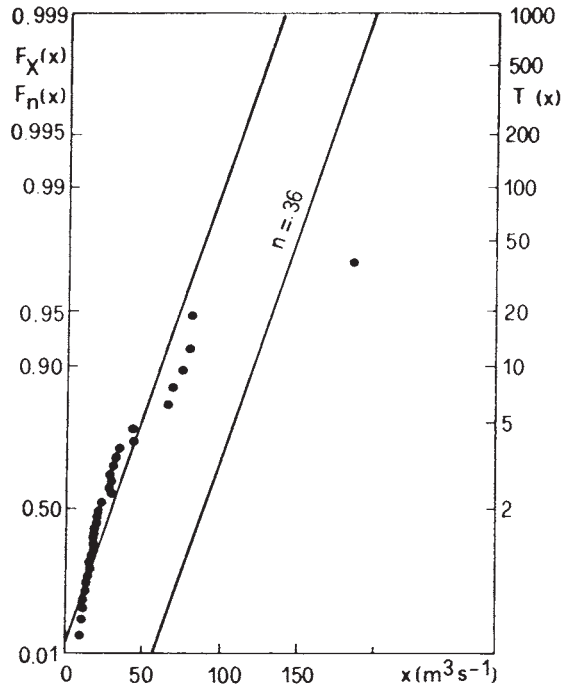


Fig. B-3 : Serie dei massimi annuali delle portate giornaliere alla stazione dell'Amato a Marino, Calabria ( $n=36$ ). Funzione di ripartizione osservata e teorica secondo la legge di Gumbel. Funzione di ripartizione teorica del massimo in  $n$  anni.

B.4.3 - Analisi di una serie di picchi superiori ad una soglia con i modelli poissoniani.

B.4.3.1 - Applicazione del modello poissoniano con eccedenze identicamente distribuite.

Nei casi in cui l'adattamento della legge di Gumbel alle serie delle piene annuali non risulti soddisfacente, conviene considerare le serie dei colmi superiori ad una soglia, che permettono di estrarre maggiori informazioni sul processo e di riconoscere quale delle ipotesi semplificative alla base del modello di Gumbel non si possa ritenere valida.

Dalla serie storica delle portate giornaliere o istantanee (quando queste sono disponibili) si estrae la serie di colmi superiori ad una soglia  $q_0$ . Tale soglia deve essere sufficientemente alta, perché il processo numerico  $K_t$  possa ammettersi poissoniano e perché le piene consecutive eccedenti  $q_0$  siano così distanziate da risultare indipendenti; ma non tanto alta da disperdere eccessivamente l'informazione. L'esperienza suggerisce di fissare la soglia in modo che il numero totale  $m$  di eccedenze in  $n$  anni sia pari all'incirca a  $2n$ . In ogni caso, una volta individuati gli  $m$  valori delle eccedenze occorre controllarne l'indipendenza. Un criterio affatto empirico per verificare che un colmo di piena non sia influenzato sostanzialmente dal precedente, può essere quello che nell'intervallo tra due piene consecutive la portata scenda non solo al disotto di  $q_0$ , ma anche al disotto del 10% del colmo della piena successiva.

Si indichi con  $q_i$  ( $i=1, 2, \dots, m$ ), il valore osservato della portata al colmo  $Q(\tau_i)$  al tempo  $\tau_i$  dell' $i$ -esimo superamento della soglia  $q_0$ , e con  $z_i = q_i - q_0$  il valore osservato dell' $i$ -esima eccedenza. Esistono due metodi distinti per estrarre la serie delle  $q_i$ , o delle  $z_i$ , da un idrogramma registrato per un periodo di  $n$  anni: fissare la soglia  $q_0$ , o fissare il numero totale  $m$  di eccedenze (vedi, ad esempio, Cunnane, 1973). Nel primo caso una stima sufficiente della media  $1/\beta$  delle  $z_i$  si ottiene da :

$$(B-65) \quad \frac{1}{\hat{\beta}} = \bar{q} - q_0 = \bar{z}$$

in cui  $\bar{q}$  e  $\bar{z}$  sono rispettivamente la media delle  $q_i$  e delle  $z_i$ . Nel secondo caso, in cui occorre stimare anche  $q_0$ , non esistono stime sufficienti e conviene considerare le migliori stime lineari ed indistorte di  $1/\beta$  e  $q_0$  (Sahran, 1954) :

$$(B-66) \quad \hat{q}_0 = \frac{m q_{(1)} - \bar{q}}{m-1}$$

$$(B-67) \quad \frac{1}{\hat{\beta}} = \frac{m [\bar{q} - q_{(1)}]}{m-1} = \bar{q} - \hat{q}_0 = \bar{z}$$

essendo  $q_{(1)} = \min_{1 \leq i \leq m} q_i$ .

La bontà dell'adattamento della legge esponenziale alla serie delle  $z_i$  può essere al solito verificata controllando che la funzione di ripartizione osservata abbia un andamento rettilineo in carta probabilistica, in que



sto caso in carta semilogaritmica. Un test più rigoroso può essere effettuato mediante il rapporto di verosimiglianza  $l$ , tenendo conto che la grandezza statistica :

$$(B-68) \quad 2 \log l = 2 m \left( \log \bar{z} - \frac{\sum_{i=1}^m \log z_i}{m} \right)$$

è distribuita approssimativamente come il chi-quadrato con  $m-1$  gradi di libertà (Sukhatme, 1936).

Nel caso del Tenna, per il quale è  $n=31$ , si è fissato  $m=62$  e dalle (B-65) e (B-66) si è ottenuto  $1/\hat{\beta} = 19.2 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$  e  $\hat{q}_0 = 22.6 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ . Sia l'andamento della funzione di ripartizione osservata su carta semilogaritmica (vedi Fig. B-4a) che il test di verosimiglianza ( $2 \log l = 79.7 < \chi^2_{0.95} = 80.2$ ) mostrano un buon adattamento della legge esponenziale.

Viceversa nel caso dell'Amato ( $n=36$ ,  $m=74$ ,  $1/\hat{\beta} = 14.0 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ ,  $\hat{q}_0 = 14.4 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ ) la funzione di ripartizione osservata delle  $Z_i$  mostra in carta semilogaritmica un andamento non rettilineo, soprattutto perché il massimo storico si scosta nettamente dall'allineamento degli altri valori (vedi Fig. B-4b). Anche il test di verosimiglianza dà esito negativo:  $2 \log l = 152.5 > \chi^2_{0.95} = 93.9$  (la serie dei valori  $q_i$  è riportata in Tab. B-IV).

L'ipotesi avanzata sulla distribuzione delle eccedenze  $Z_i$  può quindi spiegare il diverso comportamento della legge di Gumbel per le serie dei massimi annuali del Tenna e dell'Amato, mostrato al paragrafo B.4.2. Il cattivo adattamento della legge di Gumbel per l'Amato non può, invece, essere attribuito ad un comportamento non poissoniano del processo numerico  $K_t$ .

Si indichi, infatti, con  $k_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) il valore osservato del numero di superamenti della soglia  $q_0$  nell'anno  $i$ -esimo, che si ottiene immediatamente una volta stimata  $q_0$ . La migliore stima del parametro  $\Lambda$  di Poisson è data dalla media  $\bar{k}$  dei  $k_i$ , pari anche al rapporto tra il numero totale  $m$  di eccedenze e il numero  $n$  di anni :

$$(B-69) \quad \hat{\Lambda} = \bar{k} = \frac{m}{n} .$$

La bontà dell'adattamento della legge di Poisson alla serie dei  $k_i$  può essere verificata mettendo a confronto la distribuzione delle frequenze relative osservate e la funzione massa di probabilità teorica, calcolata mediante la (B-36). Un test più rigoroso è basato sul rapporto  $R$  tra la varianza osservata  $s_k^2$  e la media  $\bar{k}$  dei  $k_i$ . Dato che nella distribuzione di Poisson media e varianza sono eguali, occorre verificare che  $R$  non si discosti significativamente dall'unità, tenendo conto che essa è distribuita come il  $\chi^2_f/f$  con  $f=n-1$  gradi di libertà (Sukhatme, 1938).

Dalla Fig. B-5 si osserva il buon adattamento della legge di Poisson sia per l'Amato che per il Tenna. Più precisamente, per l'Amato risulta  $\bar{k} = 2.06$ ,  $s_k^2 = 2.60$  ed  $R = 1.30$ , non significativamente diverso da 1 al livello del 5%. Viceversa per il Tenna, in cui l'adattamento della legge di Gumbel è buono, a causa di un valore singolare in un anno,  $k=8$ , risulta

TABELLA B - IV

Serie dei valori di colmo  $q_i$  delle portate giornaliere ad Amato a Marino, Calabria; periodo di osservazione : 1 gennaio 1924 - 31 dicembre 1926, 1 gennaio 1928 - 31 dicembre 1942, 1 gennaio 1948 - 31 dicembre 1953, 1 gennaio 1957 - 31 dicembre 1968. Numero di eccedenze  $m=74$  in  $n=36$  anni.

Anno	Giorno	$q_i$ ( $m^3 s^{-1}$ )	Anno	Giorno	$q_i$ ( $m^3 s^{-1}$ )	Anno	Giorno	$q_i$ ( $m^3 s^{-1}$ )
1925	29 nov.	22.0	1938	17 feb.	15.1	1959	13 nov.	21.4
	1 dic.	16.4		27 feb.	17.2		24 nov.	78.1
	17 dic.	19.5	1940	12 gen.	78.0	1960	18 gen.	28.9
1926	5 dic.	18.2		18 feb.	80.8		18 feb.	21.8
1930	3 feb.	18.1		12 apr.	17.9		24 feb.	20.6
	21 feb.	17.7		8 dic.	22.7		9 mar.	28.4
	20 dic.	31.5		12 dic.	27.5		26 apr.	14.7
	25 dic.	25.6	1941	25 feb.	66.0		8 mag.	20.6
1931	2 gen.	16.1	1942	26 gen.	35.5	1961	15 gen.	28.7
	13 gen.	37.6		18 feb.	29.8	1963	21 feb.	18.7
	18 gen.	14.6		30 mar.	15.1		1 apr.	20.5
	26 gen.	14.6	1948	28 gen.	14.9	1964	16 mar.	16.2
	21 feb.	185.0	1949	12 gen.	16.1		25 dic.	19.5
1932	12 gen.	68.6		6 nov.	15.9	1965	19 gen.	17.9
	3 mar.	14.6		9 nov.	14.6	1966	13 gen.	24.0
	30 mar.	14.6	1950	25 gen.	14.7		23 gen.	23.5
1933	2 dic.	66.0	1951	8 mar.	17.6		15 dic.	19.6
1934	7 feb.	24.0	1952	2 feb.	18.8	1967	10 gen.	16.0
1935	27 feb.	18.4		9 feb.	18.4			
	2 mar.	43.4		18 feb.	17.6			
	13 mar.	18.7	1953	24 ott.	43.3			
	11 nov.	18.4	1957	17 gen.	23.3			
	21 dic.	20.5		24 gen.	33.0			
1936	15 nov.	15.6		26 mar.	15.6			
	11 dic.	74.7	1958	15 mar.	27.4			
1937	7 feb.	29.9		29 nov.	28.9			
	13 feb.	15.3	1959	17 gen.	20.5			
	6 mar.	17.0		1 apr.	19.9			

$R = 1,50$ , superiore al valore critico al 5%, e comunque indice di un adattamento della legge di Poisson non migliore che per l'Amato.

In definitiva dall'esempio riportato appare che il cattivo adattamento della legge di Gumbel deve essere attribuito alla non validità delle ipotesi che le eccedenze  $Z_i$  siano identicamente ed esponenzialmente distribuite. In particolare la presenza di valori "straordinari" della portata al colmo, nettamente superiori agli altri valori osservati, suggerisce che l'ipotesi di eccedenze identicamente distribuite è troppo restrittiva. La rimozione di quest'ipotesi, come si è visto, dà luogo a modelli alternativi, la cui applicazione alle serie di durata parziale delle piene è riportata nei successivi paragrafi.

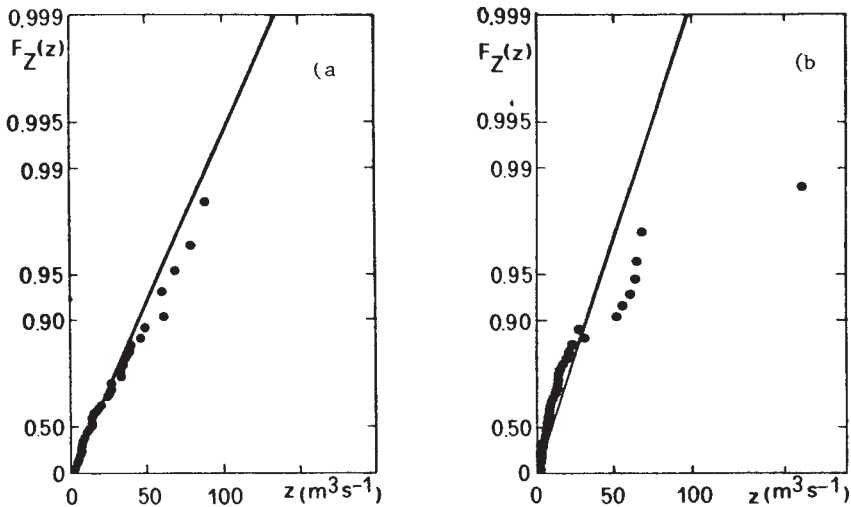


Fig.B-4 : Serie dei valori delle eccedenze rispetto ad una soglia  $q_0$   
a - portate istantanee del Tenna ad Amandola;  
 $\hat{q}_0 = 22.6 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$  ;  
b - portate giornaliere dell'Amato a Marino;  
 $\hat{q}_0 = 14.4 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$  .

Funzione di ripartizione osservata e teorica secondo la legge esponenziale.

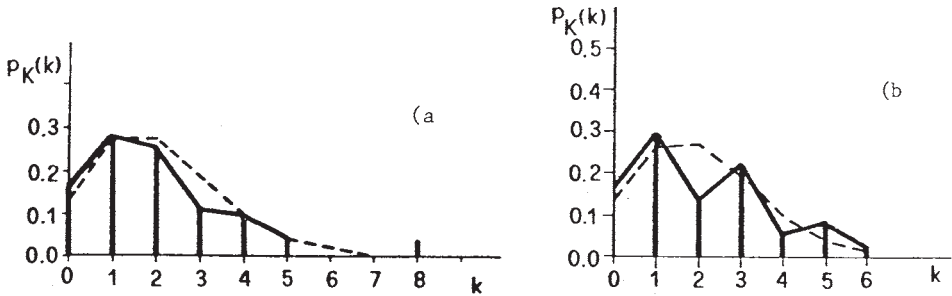


Fig.B-5 : Distribuzione osservata e teorica (linea a tratti), secondo Poisson, del numero di eccedenze in un anno :

- a - portate istantanee del Tenna ad Amandola:  $\hat{\lambda} = \bar{k} = 2.00$
- b - portate giornaliere dell'Amato a Marino :  $\hat{\lambda} = \bar{k} = 2.06$  .

B.4.3.2 - Applicazione del modello poissoniano stagionale

Il modo più comune di applicare il modello stagionale consiste nel suddividere l'anno in  $s$  stagioni, stimando per ognuna di questa i parametri  $\hat{\lambda}_j$  e  $\hat{\beta}_j$  ( $j = 1, 2, \dots, s$ ) della (B-54). A tale scopo, fissata la soglia  $q_0$ , le migliori stime dei parametri si ottengono dalle relazioni del tipo della (B-69) e della (B-65) :

$$(B-70) \quad \hat{\lambda}_j = \bar{k}_j = \frac{m_j}{n} \qquad 1/\hat{\beta}_j = \bar{z}_j$$

in cui  $\bar{k}_j$  e  $\bar{z}_j$  sono le medie stagionali rispettivamente del numero e del valore delle eccedenze, ed  $m_j$  è il numero totale di eccedenze verificatesi nella stagione  $j$  durante l'intero periodo di  $n$  anni. Una volta noti  $\hat{\lambda}_j$  e  $\hat{\beta}_j$ , è possibile ottenere sia la funzione di ripartizione  $F_j(x)$  dei massimi stagionali  $X_j$ , sia la funzione di ripartizione  $F_X(x)$  del massimo annuale  $X$ .

Nel caso dell'Amato, ad esempio, si è assunto  $s = 12$ . In Fig.B-6 i valori  $z$  delle eccedenze rispetto alla soglia  $q_0 = 14.4 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$  sono stati riportati in corrispondenza del giorno  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, 365$ ) in cui si sono verificate, a prescindere dall'anno  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) del periodo. Come riferimento si è assunto l'anno idrologico, ponendo  $t = 1$  il primo settembre. Nella stessa Fig.B-6 sono stati riportati i valori di  $\hat{\lambda}_j$  e di  $1/\hat{\beta}_j$  al variare del mese  $j$  (vedi anche Tab.B-V). Si può osservare che nel periodo dell'anno in cui si verificano superamenti della soglia, cioè con  $\hat{\lambda}_j > 0$ , da ottobre a maggio, la media  $1/\hat{\beta}_j$  delle eccedenze varia poco da un mese all'altro, con un massimo a febbraio non molto diverso dai valori da ottobre a gennaio. Di conseguenza il modello poissoniano stagionale non si discosta molto dal modello elementare di Gumbel, per cui  $1/\beta_j = 1/\beta = \text{cost}$ . Le funzioni di ripartizione  $F_j(x)$  dei massimi stagionali  $X_j$  sono quindi rappresentate in carta probabilistica di Gumbel da rette che pur non essendo parallele, come nel modello elementare, hanno inclinazione poco diversa l'una dall'

altra (vedi Fig.B-7). In definitiva la funzione di ripartizione del massimo annuale, data dal prodotto delle  $F_j(x)$ , non differisce molto da quella che si ricava con il modello elementare (vedi il confronto riportato, più avanti, nella Fig.B-10). Inoltre al massimo storico  $x_{(n)} = 185.0 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$  corrisponde nella distribuzione del massimo  $X_{(n)}$  in  $n$  anni una probabilità cumulata  $F_n = 0.993$ , minore di quella stimata dalla legge di Gumbel, ma ancora molto prossima all'unità. Di conseguenza anche in base al modello stagionale quella piena deve essere considerata praticamente "impossibile".

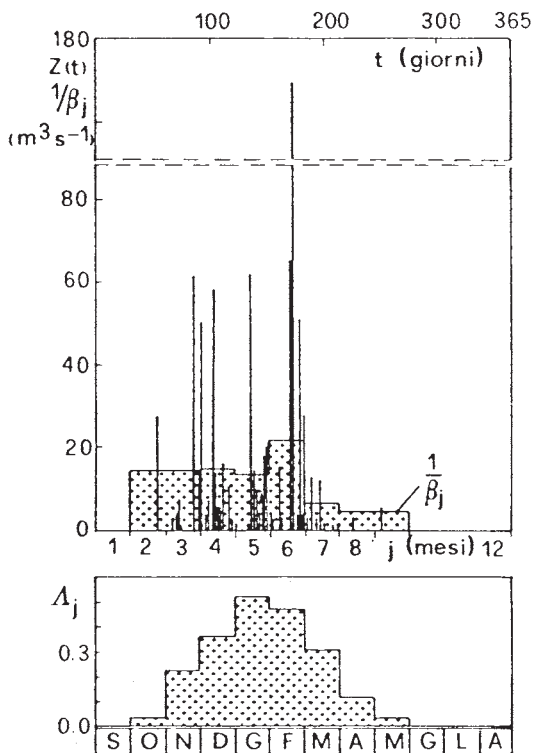


Fig.B-6 : Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Andamento stagionale dei singoli valori delle eccedenze, del loro valor medio  $1/\hat{\beta}_j$  nel mese  $j$ , del numero medio  $\hat{A}_j$  di eccedenze nel mese  $j$ .

TABELLA B - V

Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Andamento stagionale del numero medio  $\hat{\Lambda}_j$  e del valor medio  $1/\hat{\beta}_j$  delle eccedenze rispetto alla soglia  $q_0 = 14,4 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$  ( $m = 74$ ;  $n = 36$ ).

Mese	O	N	D	G	F	M	A	M
j	2	3	4	5	6	7	8	9
$\hat{\Lambda}_j$	1/36	8/36	13/36	19/36	17/36	11/36	4/36	1/36
$1/\hat{\beta}_j$ ( $\text{m}^3 \text{ s}^{-1}$ )	14.3	14.3	14.7	13.3	21.8	6.4	4.3	4.3

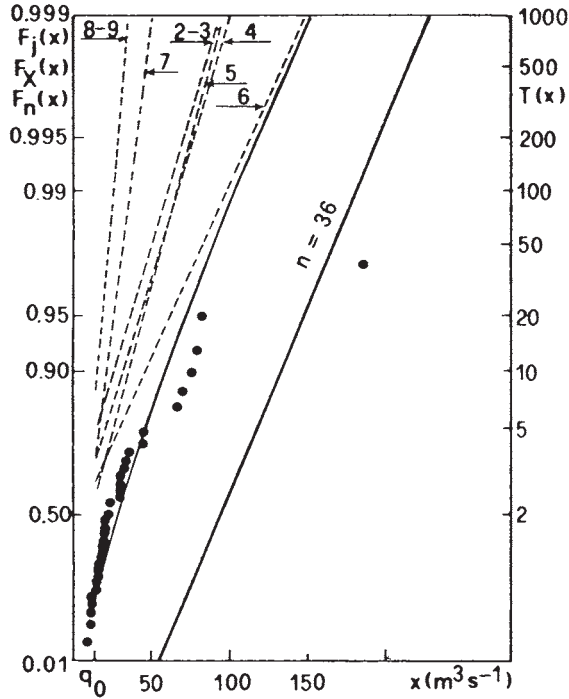


Fig.B-7 : Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Funzioni di ripartizione teorica, secondo il modello poissoniano elementare, del massimo  $X_j$  nei mesi O-N ( $j = 2-3$ ), D( $j=4$ ), G( $j=5$ ), F( $j=6$ ), M( $j=7$ ), A-M( $j=8-9$ ). Funzioni di ripartizione del massimo annuale  $X$  e del massimo  $X_{(n)}$  in  $n=36$  anni, secondo il modello generalizzato stagionale.

B.4.3.3 - Applicazione del modello poissoniano a doppia componente.

Il modello poissoniano a doppia componente è definito da quattro parametri  $\Lambda$ ,  $p$ ,  $1/\beta_1$  ed  $1/\beta_2$ . Assunta come soglia  $q_0$  quella stimata per il modello elementare, la migliore stima di  $\Lambda$  è ancora data da:  $\hat{\Lambda} = \bar{k} = m/n$ . Per la stima dei tre parametri della miscela di due esponenziali, conviene utilizzare il metodo della massima verosimiglianza, risolvendo per via numerica il sistema di equazioni che annulla le tre derivate parziali del logaritmo della funzione di verosimiglianza (Hasselblad, 1969) :

$$(B-71) \quad \ln L = \sum_{i=1}^m \ln [p \beta_1 \exp(-\beta_1 z_i) + (1-p) \beta_2 \exp(-\beta_2 z_i)] .$$

Per l'Amato, fissato  $m=74$  e quindi  $\hat{\Lambda} = 2.06$  e  $q_0 = 14.4 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ , si è ottenuto  $\hat{p} = 0.755$ ,  $1/\hat{\beta}_1 = 5.5 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ ,  $1/\hat{\beta}_2 = 39.9 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ . Nelle Figg. B-8 e B-9 sono riportate rispettivamente la funzione di ripartizione delle eccedenze  $Z$  e dei massimi annuali  $X$  per ognuna delle due componenti e per la miscela, ottenute rispettivamente dalle relazioni (B-55) e (B-60). Dalla Fig. B-9, in cui è riportata anche la distribuzione del massimo  $X_{(n)}$  in  $n=36$  anni, si osserva che al massimo storico corrisponde una probabilità cumulata  $F_n = 0.78$ , che è un valore accettabile, nettamente inferiore a quelli che si ottengono con gli altri modelli.

In Fig. B-10 sono riportate, per confronto, le funzioni di ripartizione sia del massimo annuale  $X$ , che del massimo  $X_{(n)}$  in  $n=36$  anni relative ai tre modelli utilizzati. Il migliore adattamento del modello a doppia componente risulta evidente.

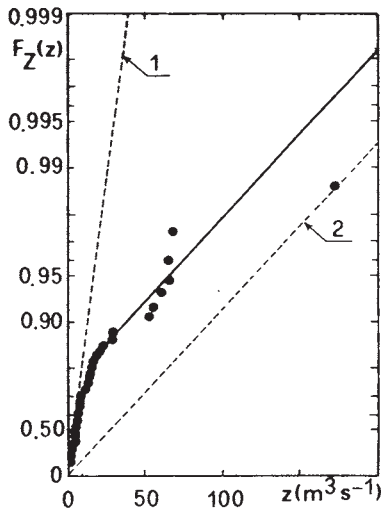


Fig. B-8 : Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Funzione di ripartizione osservata e teorica, secondo la miscela di due esponenziali, della grandezza  $Z$  delle eccedenze.

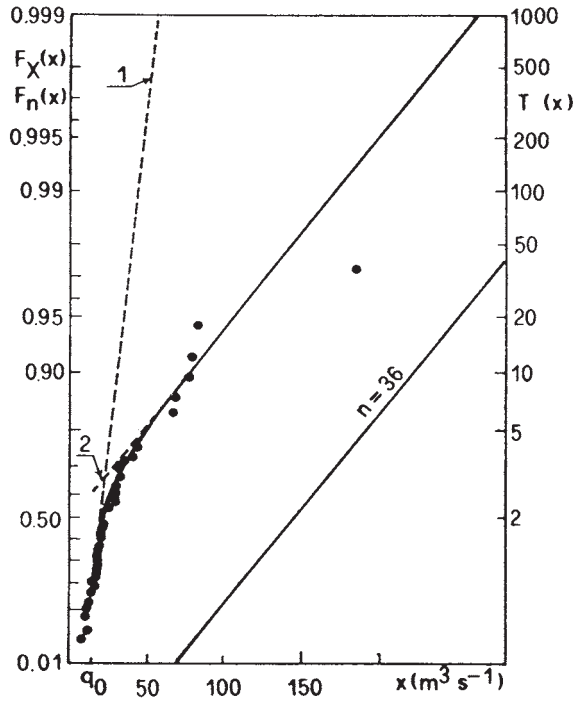


Fig.B-9 : Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Funzione di ripartizione osservata e teorica, secondo il modello generalizzato a doppia componente, del massimo annuale  $X$ . Funzione di ripartizione teorica del massimo  $X_{(n)}$  in  $n=36$  anni.



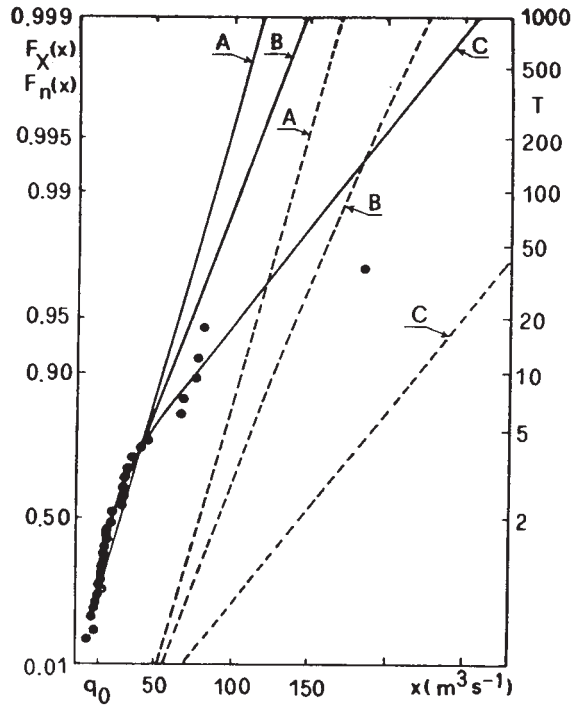


Fig.B-10 : Portate giornaliere dell'Amato a Marino. Funzioni di ripartizione del massimo annuale  $X$  e del massimo  $X_{(n)}$  in  $n=36$  anni, secondo i tre modelli poissoniani : elementare (A), stagionale (B), a doppia componente (C).

## B.5 - ANALISI REGIONALE : APPLICAZIONI

### B.5.1 - Premessa

Dagli esempi riportati nel precedente paragrafo B.4 si comprende che in base all'analisi di una singola serie di dati la scelta del modello probabilistico è assai incerta, perché è difficile valutare se valori elevati di  $\hat{Y}_1$  o di  $F_n[x_{(n)}]$  siano significativi o dovuti solo a scarto di campionatura. Nel caso poi che si rifiuti il modello di Gumbel, e quindi si ricorra a un modello a maggior numero di parametri, la stima di alcuni di questi risulta ancora più incerta. In altri termini la valutazione delle portate di piena  $x_T$  corrispondenti a periodi di ritorno  $T$  elevati viene a dipendere fortemente da valori della portata al colmo osservati durante eventi di piena molto rari; nell'esempio riportato dell'Amato, dal valore "straordinario" della portata osservato nell'evento del 1931.

Di conseguenza anche le serie di dati idrometrici più lunghe di cui si dispone normalmente possono non essere sufficienti per ottenere una valutazione precisa di  $x_T$  per  $T$  elevato. Ne deriva, come già si è accennato in precedenza, la grande importanza di analisi regionali, che utilizzino in maniera ottimale l'informazione fornita dai dati idrometrici e pluviometrici disponibili nella regione considerata; non solo per valutare  $x_T$  nelle sezioni in cui manchino dati idrometrici, ma anche per ridurre l'incertezza nella stima di  $x_T$  nelle sezioni dove da tempo è stata installata una stazione idrometrica.

L'analisi statistica delle piene a livello regionale si propone, come già si è visto al paragrafo B.2, di definire una regione idrologicamente omogenea, in cui sia unico, non solo il modello probabilistico, ma anche la funzione di distribuzione delle piene annuali adimensionalizzate rispetto ad una portata indice. Di conseguenza per valutare  $x_T$  per un qualsiasi bacino della regione resta da determinare la legge di correlazione della portata indice con i parametri caratteristici del bacino.

### B.5.2 - Scelta del modello probabilistico

#### B.5.2.1 - Verifica regionale della validità della legge di Gumbel : dati idrometrici

Il modello di Gumbel, che, come si è visto, corrisponde al modello del massimo di un numero poissoniano di variabili esponenziali identicamente distribuite, in alcuni casi può ritenersi accettabile, come nell'esempio del Tenna, e in altri casi no, come nell'esempio dell'Amato. L'analisi di una singola serie di dati non può però dare risultati conclusivi sulla validità del modello nella regione considerata.

Occorre in primo luogo considerare le serie delle piene annuali  $\{x_{ji}; j=1, 2, \dots, r; i=1, 2, \dots, n_j\}$ , osservate nelle  $r$  stazioni idrometriche in funzione nella regione da  $n_j$  anni. Per verificare la validità della legge di Gumbel conviene applicare il test di asimmetria e inoltre verificare la

accuratezza delle stime di  $x_T$  per  $T$  elevato.

Per il test di asimmetria si procede nel modo seguente :

1 - si calcola per ogni serie  $\{x_{ji}\}$  il coefficiente di asimmetria  $\hat{\gamma}_{1j}$  mediante la (B-63);

2 - non si respinge la legge di Gumbel se  $\hat{\gamma}_{1j}$  non è significativamente diverso dal valore teorico  $\gamma_1 = 1,14$ , cioè se per il 95% delle serie risulta :

$$(B-72) \quad E[\hat{\gamma}_1] - 2\sigma[\hat{\gamma}_1] \leq \hat{\gamma}_{1j} < E[\hat{\gamma}_1] + 2\sigma[\hat{\gamma}_1]$$

dove il valore atteso  $E[\hat{\gamma}_1]$  e lo scarto quadratico medio  $\sigma[\hat{\gamma}_1]$  si ricavano dalla Tab.B-III per  $n = n_j$ ;

3 - se  $n_j$  è poco variabile da una stazione all'altra, un criterio più preciso si ottiene calcolando la media e lo scarto quadratico medio di  $\hat{\gamma}_{1j}$  fra le diverse stazioni, dati rispettivamente da :

$$(B-73) \quad m[\hat{\gamma}_{1j}] = \frac{\sum_{j=1}^r \hat{\gamma}_{1j}}{r}$$

$$(B-74) \quad s[\hat{\gamma}_{1j}] = \left[ \frac{\sum_{j=1}^r (\hat{\gamma}_{1j} - m[\hat{\gamma}_{1j}])^2}{r-1} \right]^{1/2}$$

4 - si accetta la legge di Gumbel se i valori regionali  $m[\hat{\gamma}_{1j}]$  ed  $s[\hat{\gamma}_{1j}]$  poco si scostano dai valori teorici  $E[\hat{\gamma}_1]$  e  $\sigma[\hat{\gamma}_1]$ .

In genere la legge di Gumbel sottostima il coefficiente di asimmetria, cioè il valore atteso  $E[\hat{\gamma}_1]$  risulta minore della media regionale (vedi la elaborazione, già citata, effettuata da Matalas et al., 1975, per 1351 stazioni scelte negli USA dal Geological Survey fra più di 10.000 funzionanti). Ciò dipende dal fatto che  $\hat{\gamma}_1$  risulta molto elevato, significativamente maggiore del valore teorico, in un numero di stazioni maggiore di quello atteso (vedi i dati riportati da Henriques, 1981, per 46 stazioni USA con  $n > 60$ ). La variabilità di  $\hat{\gamma}_1$  da una stazione all'altra risulta perciò maggiore di quella teorica di campionatura, corrispondente alla legge di Gumbel (condizione definita "di separazione" da Matalas et al., 1975, comune alle altre leggi di probabilità più usate, come si è detto al paragrafo B.2.3).

In alcune regioni, invece, lo scostamento dei valori osservati di  $\gamma_1$  dal valore teorico è modesto, sicché la legge di Gumbel può ritenersi accettabile.

Si noti inoltre che i valori osservati di  $\gamma_1$  sono significativamente minori del valore teorico in un numero irrilevante di stazioni. La legge di Gumbel, quindi, a differenza della legge lognormale e della log-Pearson III, non rappresenta un compromesso, ma piuttosto una legge limite, nel senso che dà valori dell'asimmetria sempre minori o eguali di quelli osservati. Mentre

la legge lognormale tende a sovrastimare le portate di piena  $x_T$  per  $T$  elevato, ma in alcuni casi sottostima  $x_T$ , la legge di Gumbel tende sempre a sottostimare  $x_T$  (5) (vedi, ancora per dati USA, Shen et al., 1980).

Per verificare se la legge di Gumbel comporta in una data regione un errore sistematico nella stima di  $x_T$ , occorre tener conto che il massimo  $x_{(n)}$  osservato in  $n$  anni deve essere per la (B-17) maggiore di  $x_T$ , per  $T=n$ , nel 63% circa dei casi. Se i periodi di osservazioni delle stazioni considerate non sono troppo diversi ( $n_j \sim n$ ), un criterio può essere quello di verificare che la probabilità cumulata  $F_n$  di  $x_{(n)}$  nella distribuzione teorica del massimo in  $n$  anni sia uniformemente distribuita tra 0 e 1. Infatti, se i valori di  $F_n$  prossimi all'unità risultano più frequenti, vi è una tendenza ad un errore sistematico di stima in difetto, e viceversa nel caso contrario.

Per effettuare la verifica si procede nel modo seguente:

- 1 - per ogni serie  $\{x_{j,i}\}$  si ottengono le stime dei parametri  $\epsilon$  ed  $1/\alpha$  dalle (B-61) e (B-62);  $j^i$
- 2 - per ogni massimo storico  $x_{j(n)}$  si ottiene una stima della probabilità cumulata  $F_n$  della (B-32);  $j(n)$
- 3 - si verifica che non siano più di 0.05  $r$  i massimi storici  $x_{j(n)}$ ; per cui  $F_n$  risulta compreso tra 0.95 e 1.00 (piene "straordinarie");  $j(n)$
- 4 - più globalmente si controlla che  $F_n$  sia uniformemente distribuita tra 0 e 1.

#### B.5.2.2 - Verifica regionale della validità della legge di Gumbel: dati pluviometrici

Poiché le serie delle piene annuali disponibili sono in numero molto limitato, risulta utile il confronto con i dati di pioggia, e precisamente con le serie dei massimi annuali delle piogge giornaliere, che sono di maggior lunghezza e coprono il territorio in maniera abbastanza omogenea.

In Italia Meridionale l'analisi delle massime piogge giornaliere ha evidenziato la presenza di serie fortemente asimmetriche e con massimi storici molto elevati e spesso di carattere "straordinario" proprio nei pluviometri che ricadono nei bacini in cui sono state osservate piene "straordinarie". Inoltre, per 368 serie di massimi annuali delle piogge giornaliere, con  $n$  fra 40 e 50, si è calcolata la probabilità cumulata del massimo osservato (Penta et al., 1980). In Fig. B-11 è mostrato che  $F_n$  non è uniformemente distribuita tra 0 e 1, ma risultano più frequenti i valori di  $F_n$  più elevati e soprattutto quelli prossimi all'unità, sicché in base al modello di Gumbel si dovrebbero considerare "straordinarie" ( $F_n > 0.95$ ), o addirittura "im-

---

(5) : Se l'accuratezza delle stime di  $x_T$  ottenute con la legge di Gumbel non è buona, in compenso l'incertezza è molto minore che per la lognormale (vedi Landwehr et al., 1980).

possibili ( $F_n \approx 1$ ), un numero particolarmente significativo di piogge giornaliere. Tale "straordinarietà" non può quindi essere attribuita a una serie di circostanze casuali, poco fortunate, ma ad un'inadeguatezza del modello semplice di Gumbel. I grandi nubifragi a carattere catastrofico si sono verificati in un cinquantennio con una frequenza tale da non poter più essere trascurati nelle decisioni tecniche per i problemi di difesa dalle piene.

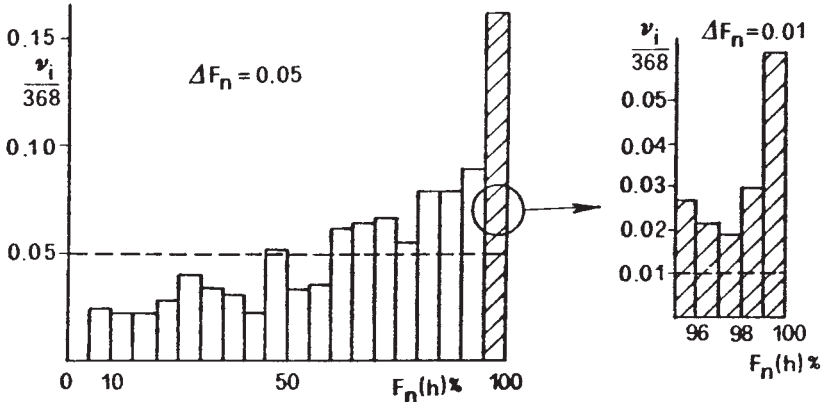


Fig.B-11 : Classificazione di 368 pluviometri dell'Italia Meridionale in base alla probabilità cumulata  $F_n(h)$  che secondo il modello di Gumbel corrisponde alla massima pioggia giornaliera  $h$  osservata in  $n$  anni. Test di uniformità di  $F_n$  (da Penta et al., 1980).

### B.5.2.3 - Verifica regionale della validità della legge di Fréchet

Il modello di Gumbel, come si è visto, può ritenersi accettabile solo in alcune regioni, mentre in altre porta a sottostimare le portate di piena corrispondenti a periodi di ritorno elevati. Bernier (1956) ha proposto in questo secondo caso di utilizzare la legge di Fréchet, che mostra per alcune serie di piene annuali un migliore adattamento.

Se la variabile  $X$  è distribuita secondo la legge di Fréchet, con funzione di ripartizione data dalla (B-23), la variabile  $W = \ln X$  è distribuita secondo Gumbel e quindi ha coefficiente di asimmetria  $\gamma_1 [W] = 1,14$ . Come si è visto però al pgr. B.2.3.2, discutendo della validità della legge log normale, i coefficienti di asimmetria in campo logaritmico risultano in media negativi, sicché generalmente la legge di Fréchet ha un peggiore adattamento che la legge lognormale. Essa sovrastima sistematicamente le massime portate di piena corrispondenti a periodi di ritorno elevati. Si può concludere, perciò, che nei casi in cui non è valida la legge di Gumbel, non si adatta bene neppure l'altra legge del massimo valore.

Il British Flood Report (NERC, 1975) ha proposto come base per l'analisi statistica delle piene in Gran Bretagna la legge generale dei valori estremi, la cui funzione di ripartizione è data dalla (B-24) che, a seconda che il parametro di forma  $\theta$  risulti eguale, maggiore o minore di zero, si riconduce rispettivamente alla legge di Gumbel, di Fréchet o alla terza limitata superiormente. Perché quest'ultimo caso ( $\theta < 0$ ) non ha significato fisico, adottare la legge generale dei valori estremi non significa altro che far ricorso alla legge di Fréchet, quando la legge di Gumbel non va bene. Nè l'introduzione di un parametro di locazione  $\epsilon$  di non chiaro significato fisico, tale che sia  $W = \ln(X - \epsilon)$  distribuita secondo Gumbel, può migliorare sostanzialmente l'adattamento della legge di Fréchet (per una discussione più generale sulla trasformazione  $W = \ln(X - \epsilon)$  vedi Rao, 1981).

#### B.5.2.4 - Adattabilità del modello poissoniano a doppia componente

Le caratteristiche delle serie delle piene annuali possono essere ben spiegate dai modelli del massimo di un numero poissoniano di variabili non identicamente distribuite, in particolare di variabili ottenute dalla miscela di due esponenziali (modello poissoniano a doppia componente). Per tale modello, la funzione di ripartizione del massimo annuale è data dal prodotto di due funzioni di Gumbel.

Di conseguenza possono essere ben spiegate le caratteristiche di asimmetria: infatti per il modello a doppia componente, a meno di scarti di campionatura,  $\gamma_1$  può assumere un valore minimo pari a quello teorico di Gumbel, nel caso che sia assente la seconda componente, oppure valori tanto più elevati, quanto più  $1/\beta_2$  risulta maggiore di  $1/\beta_1$ . In questo secondo caso si può riprodurre l'alta variabilità dell'asimmetria delle serie, osservata empiricamente.

Inoltre il modello a doppia componente può bene interpretare statisticamente la presenza di un numero significativo di piene "straordinarie", nettamente superiori alle altre piene osservate, ma molto meno frequenti. Vengono così ad essere riconosciute e definite regioni ad elevato rischio idrologico, in cui il massimo in  $n$  anni aumenta rapidamente al diminuire del rischio di superamento.

Dal punto di vista dell'interpretazione fisica, la nostra esperienza in Italia Meridionale mostra che il modello a doppia componente si adatta bene anche alle serie delle massime piogge giornaliere (Penta et al., 1980), sicché l'eterogeneità della distribuzione delle piene può essere attribuita a diversi tipi di precipitazione. In altri casi, come nei bacini alpini, un altro fattore di eterogeneità è il regime misto, nivo-pluviale, delle piene.

B.5.3 - Zone idrometriche: distribuzione unica delle piene annuali adimensionalizzate rispetto a una portata indice.

B.5.3.1 - Regioni per cui è valida la legge di Gumbel

Nel paragrafo B.2.4 sono state definite zone idrometriche quelle regioni che hanno un'unica distribuzione delle piene annuali adimensionalizzate rispetto a una portata indice.

Nel caso che sia valida la legge semplice di Gumbel, o comunque nel caso che si prescindano dalle piene "straordinarie", se si assume come portata indice la moda  $\epsilon$  delle piene annuali, la (B-27) si può scrivere :

$$(B-75) \quad \frac{x_T}{\epsilon} = 1 - K' \log \ln \frac{T}{T-1}$$

e quindi, come già si è detto al paragr. B-4, per ogni T il valore  $x_T/\epsilon$  è unico nella regione, se questa risulta omogenea rispetto alla caratteristica K' della legge di Gumbel, data dalla (B-29), o per la (B-5) rispetto al coefficiente di variazione  $C_v$ . L'ipotesi  $K' = \text{cost}$  ha una chiara interpretazione fisica, dato che per la (B-48) essa corrisponde alla costanza del numero medio annuo  $\Lambda^\circ$  di eventi indipendenti.

Di conseguenza si può procedere nel modo seguente :

1 - per ogni serie  $\{x_{ji}; j=1,2,\dots,r; i=1,2,\dots,n_j\}$  dalle stime dei parametri  $\epsilon$  ed  $\alpha$  si ottiene dalla (B-29) una stima  $\hat{K}_j$  di K;

2 - si assume come valore caratteristico della zona idrometrica la media pesata degli r valori disponibili di  $\hat{K}_j$  :

$$(B-76) \quad \bar{K}' = \frac{\sum_{j=1}^r n_j \hat{K}'_j}{\sum_{j=1}^r n_j} .$$

3 - si assume come distribuzione regionale nella zona la (B-75) sostituendo a  $K'$  la media regionale  $\bar{K}'$  ;

4 - si verifica l'ipotesi  $K' = \text{cost}$ , valutando se gli scarti tra i  $\hat{K}_j$  e  $\bar{K}$  possono essere attribuiti a scarti di campionatura (test di omogeneità regionale) e cioè se nel 95% dei casi  $\hat{K}_j$  ricada all'interno dei limiti di controllo  $k' = k'_1$  e  $k' = k'_2$  di  $K'$  al 95%, ottenuti risolvendo l'equazione (vedi Penta et al., 1980 a):

$$(B-77) \quad \left( \frac{0.84}{n} - \frac{1}{K'^2} \right) k'^2 - \left( \frac{0.89}{n} - \frac{2}{K'} \right) k' + \frac{2.43}{n} - 1 = 0$$

per fissati valori di n e per  $K' = \bar{K}'$ .

In fig. B-12 è mostrata un'applicazione del test di omogeneità regionale ai bacini della Campania. Sono state considerate  $r = 11$  stazioni idrometriche con  $n > 15$  anni di osservazione, e per ognuna di queste le serie delle piene annuali, sia istantanee che giornaliere. La media regionale  $\bar{K}'$  delle stime  $\hat{K}_j$  ottenute dalle singole serie è risultata pari a 0.97. Si è con

trollato che per il 95% delle stazioni  $\hat{K}'_j$ , ricada all'interno delle curve di controllo determinate in base alla (B-77).

Il test può costituire anche una verifica indiretta dell'omogeneità di una singola serie di dati. Infatti un elevato valore di  $K'$  può essere dovuto ad errore sistematico, causato da discontinuità nella serie, ad esempio per modifiche di carattere strutturale intervenute nel bacino durante il periodo di osservazione, oppure per variazioni dei metodi di stima della scala delle portate, costruite nel campo dei valori inferiori mediante misure dirette della portata e nel campo dei valori superiori mediante semplice estrapolazione grafica o attraverso metodi indiretti.

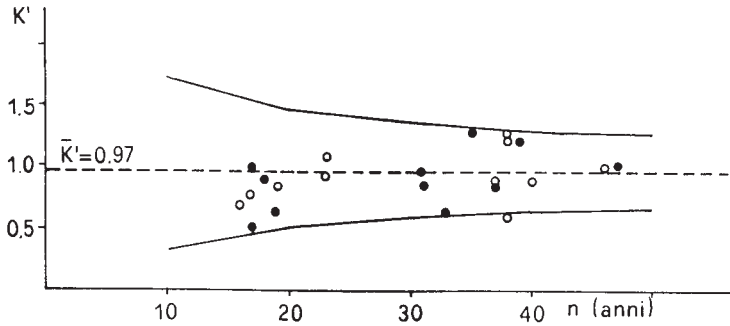


Fig. B-12 : Bacini della Campania. Verifica dell'ipotesi  $K' = \text{cost}$  al livello di significatività del 5% per le serie delle piene annuali istantanee (cerchietti vuoti) e giornaliere (cerchietti pieni).

B.5.3.2 - Regioni ad elevato rischio idrologico, per le quali è valido il modello generalizzato a doppia componente

Nel caso che non sia accettabile la legge semplice di Gumbel, conviene effettuare una prima verifica dell'omogeneità regionale per via grafica. Assumendo ancora come portata indice la moda  $\hat{\epsilon}$ , stimata mediante la (B-62), oppure la media  $\bar{x}$ , conviene rappresentare per ogni serie disponibile le funzioni di ripartizione osservate della variabile  $X/\epsilon$  e verificare che i punti  $(x_{(i)}/\hat{\epsilon}, i/n+1)$  si dispongano intorno ad unica curva. Bisogna tener presente che eventuali scostamenti di una serie rispetto alle altre, possono essere dovuti ad errori sistematici, non improbabili, della scala delle portate. Parallelamente conviene osservare la distribuzione nello spazio dei coefficienti di asimmetria  $\hat{\gamma}_{1j}$ , (vedi paragr. B.5.2.1), verificando se i valori più elevati non si dispongano in zone abbastanza ben definite della regione. Molto



utile, come si è detto al paragr. B.5.2.2, può essere l'informazione fornita dalle serie delle massime piogge giornaliere.

Se, a prima vista, l'ipotesi di omogeneità regionale può essere accettata, occorre stimare la distribuzione unica regionale di  $X/\hat{\epsilon}$ . Questo è il problema che presenta le maggiori difficoltà di natura statistica; non esiste, infatti, una procedura sufficientemente collaudata. Due sono gli approcci più utilizzati, come si è visto al paragr. B.2.

Il primo metodo è il più semplice, ma presenta anche la maggiore incertezza dal punto di vista teorico. Si considerano le serie più lunghe, di dimensione  $n$  non troppo diversa l'una dall'altra, si ordinano in senso crescente e si mediano i valori  $x_{(i)}/\hat{\epsilon}$  a pari frequenza cumulata  $i/n+1$ . La curva così ottenuta, opportunamente interpolata, fornisce la distribuzione unica cercata. Questo metodo è stato utilizzato per molti anni negli USA del Geological Survey (Dalrymple, 1950; 1960) su base del tutto empirica, e più recentemente è stato riproposto in Gran Bretagna dal NERC (1975) nello studio più volte citato, in cui, come si è visto, per interpolare la curva dei valori medi di  $x_{(i)}/\hat{\epsilon}$  si è fatto riferimento alla legge generale dei valori estremi. Già si è detto che il modello generalizzato di Gumbel, a doppia componente, sembra più adatto alle serie storiche delle piene. In ogni caso resta il problema che i valori medi di  $x_{(i)}/\hat{\epsilon}$  hanno una distribuzione diversa da quella originaria, e quindi anche i metodi di stima dei parametri devono essere diversi (vedi anche Todini e Serraglini, 1980).

Il secondo metodo è quello parametrico. Nel paragrafo B.4.3.3 si è mostrato che i 4 parametri del modello a doppia componente possono essere stimati dalle serie dei massimi di durata parziale con il metodo ML della massima verosimiglianza, applicando procedure iterative di calcolo numerico. Non esistono però difficoltà sostanziali all'applicazione del modello direttamente alle serie delle piene annuali, utilizzando ancora il metodo ML. Resta però il problema dell'elevata incertezza con cui è possibile stimare i parametri della "componente alta", e quindi della difficoltà di applicare un metodo parametrico, stimando prima i parametri serie per serie ed individuando poi le leggi con cui essi variano da un bacino all'altro. Se però si ammette che la distribuzione di  $X/\hat{\epsilon}$  sia unica in una regione omogenea, è possibile applicare il metodo ML contemporaneamente a tutte le serie disponibili, purché di dimensione  $n$  non troppo diversa, massimizzando il prodotto delle singole funzioni di verosimiglianza.

#### B.5.4 - Leggi di correlazione della portata indice con i parametri caratteristici del bacino

Minori problemi rispetto a quelli esposti al paragrafo precedente presenta la stima della portata indice, anche in una sezione in cui manchino dati idrometrici. Infatti sia la moda  $\hat{\epsilon}$ , che la media  $\bar{x}$ , delle piene annuali, generalmente utilizzate come portata indice, possono essere stimate con sufficiente precisione dai dati disponibili nella regione utilizzando i legami di correlazione con i parametri caratteristici del bacino, fra cui i più

importanti sono la superficie  $S$ , la permeabilità, il tempo di risposta e la piovosità. Come si è detto al paragrafo B.2.4, piuttosto che procedere per via empirica, conviene tener conto dell'informazione fisica, applicando formule di tipo "razionale" su base probabilistica, cioè facendo corrispondere alla moda, o alla media, delle piene annuali istantanee  $X$  rispettivamente la moda, o la media dei massimi annuali delle intensità di pioggia  $i_{t_*}$  in un tempo  $t_*$  adatto a caratterizzare il bacino. Una relazione applicata con successo in diverse regioni (Rossi, 1974; Penta et al., 1978; Rossi, 1980) è :

$$(B-78) \quad \epsilon [X] = C_* \epsilon [i_{t_*}] S$$

in cui  $S$  è la superficie del bacino,  $\epsilon$  al solito indica la moda,  $C_*$  è un coefficiente di piena, il tempo critico  $t_*$  è assunto pari al tempo di ritardo  $t_r$ . Il coefficiente  $C_*$ , secondo la nostra esperienza, si mantiene notevolmente stabile in Italia Meridionale, salvo il caso in cui parte del bacino imbrifero sia carbonatico, nel qual caso  $C_*$  dipende strettamente dall'estensione percentuale delle aree carbonatiche (vedi l'esempio di fig.B-13). Il tempo di ritardo, o altri tempi caratteristici di risposta (vedi Tab. B-I), può essere stimato direttamente dagli idrogrammi registrati o da formule empiriche disponibili nella letteratura.

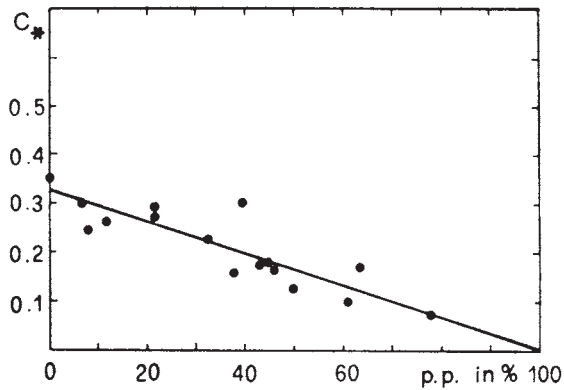


Fig.B-13 : Bacini della Campania. Variazione del coefficiente di piena  $C_*$  in funzione della parte permeabile della superficie del bacino.

## B.6 - CONCLUSIONI

La valutazione accurata della portata di piena, a cui proporzionare un intervento di difesa, è di importanza crescente nella progettazione idraulica, dato che l'ammontare dei danni provocati dalle piene dei corsi d'acqua tende continuamente ad aumentare nel nostro Paese, così come negli altri Paesi industrializzati.

Ne deriva la necessità di sviluppare ed approfondire gli aspetti economico-sociali e quelli idrologici connessi al fenomeno. Gli studi socioeconomici riguardano soprattutto la valutazione economica dei danni, e più in generale delle conseguenze indotte nel territorio dai fenomeni alluvionali. La ricerca idrologica dal canto suo ha come obiettivo l'identificazione delle metodologie più adatte per valutare, con la maggiore "precisione" possibile, la portata che può essere superata con assegnato rischio nella durata tecnico-economica dell'intervento, assunta a base del progetto.

Tuttavia, mentre la ricerca idrologica, come si è visto, ha raggiunto risultati piuttosto avanzati, per quanto riguarda la valutazione dei danni c'è un gravissimo ritardo nel nostro Paese, che potrebbe al limite rendere vani tutti i progressi che si compiono nell'Idrologia.

Per restare, comunque, in quest'ultimo campo, pare a noi, alla luce delle considerazioni svolte in capitoli precedenti, che non sia attualmente praticabile nel nostro Paese la strada percorsa ad esempio negli Stati Uniti di definire dettagliatamente la procedura che il singolo operatore tecnico dovrebbe applicare nella risoluzione di uno specifico problema. L'ondata di critiche che il metodo proposto dall'USWRC ha suscitato deve indurre ad una notevole cautela, soprattutto per l'inadeguatezza delle procedure più collaudate e diffuse.

Più valida è a nostro avviso, sulla scorta di quanto fatto in Gran Bretagna, l'ipotesi di costituire gruppi di lavoro che utilizzando l'informazione idrologica fornita dalla gran mole di dati disponibili ed attraverso analisi di tipo regionale giungano alla formulazione di metodologie semplici, (definendo, ad esempio, delle distribuzioni regionali adimensionalizzate) per la stima della portata di piena di assegnato rischio in una qualsiasi sezione della regione. Tale metodologia potrebbe poi di volta in volta essere utilizzata nei singoli progetti, eventualmente arricchita sulla base di dati locali e particolari, e fornirebbe comunque al tecnico un prezioso quadro di riferimento nella sua attività.

Nell'ambito di questi gruppi di lavoro, affrontando concretamente il problema dell'analisi regionale, andrebbero verificate le soluzioni prospettate dalla ricerca idrologica ed effettuate le scelte tra le diverse alternative.

Tuttavia alcuni punti fissi sono ormai acquisiti.

In primo luogo si deve prendere atto che i metodi statistici, che consentono di valutare per ciascuna portata di piena il rischio di superamento, sono ormai ampiamente diffusi anche negli ambienti tecnici non direttamente coinvolti nella ricerca e non hanno in pratica valide alternative.

C'è poi un secondo punto che va sottolineato e che costituisce a nostro avviso il problema centrale nelle analisi regionali. In molte zone del nostro Paese si sono avuti nel passato valori delle portate di piena nettamente superiori a tutte le altre verificatesi nella stessa sezione durante il periodo di osservazione. Si sono cioè verificati valori del tutto "straordinari" rispetto ai livelli ordinari delle portate di piena, con conseguenze molto spesso catastrofiche.

Questi valori, peraltro largamente incerti per il modo in cui sono stati desunti, hanno fortemente influenzato ad esempio i metodi di stima delle portate al colmo di tipo deterministico. Le diverse formule empiriche infatti sono state desunte in pratica solo in base ai valori straordinari, attribuendo a questi un peso a volte eccessivo.

Molte analisi regionali di tipo statistico, al contrario, prendendo in esame un numero molto elevato di dati finiscono per trascurare questi eventi, che risultano nelle applicazioni del modello praticamente impossibili. D'altra parte l'elevata asimmetria delle serie storiche in cui sono presenti i valori straordinari non può essere spiegata in base alle leggi di probabilità più usate nel nostro Paese, cioè essenzialmente le leggi di Gumbel e lognormale, che risultano perciò in molti casi inadeguate a fornire stime precise delle portate con periodi di ritorno molto elevati.

La scelta del modello probabilistico più adatto all'analisi statistica delle piene può essere molto facilitata se all'informazione fornita dall'esperienza, cioè dalle serie di dati osservati, si unisce quella fornita dalla teoria del massimo valore raggiunto da una variabile casuale in un assegnato intervallo di tempo. La rappresentazione del processo delle portate di piena come un processo puntuale marcato ha aperto nuove e interessanti prospettive. Alcuni risultati asintotici della teoria del massimo valore sono stati confermati, sia pure in un'ottica diversa. Ad esempio una variabile di Gumbel può essere interpretata esattamente, e non più asintoticamente, come il massimo di un numero poissoniano di variabili esponenziali, indipendenti ed identicamente distribuite. Il significato fisico dei parametri del modello viene così meglio chiarito. Inoltre la teoria dei processi puntuali marcati consente di sviluppare in modo razionale modelli alternativi, più generali di quelli classici, che possono risultare più adatti all'analisi delle piene.

Precisamente abbiamo mostrato che il modello del massimo di un numero poissoniano di variabili esponenziali, indipendenti, ma non identicamente distribuite, risulta molto adatto alle serie osservate delle piene.

Un modello di questo tipo proposto nella letteratura tecnica è quello del massimo di variabili stagionalmente dipendenti. La sua applicabilità nelle regioni dell'Italia Meridionale, tuttavia, non risulta molto soddisfacente per l'assenza di una marcata stagionalità nei valori delle eccedenze. Migliori risultati si ottengono con il modello, da noi proposto, del massimo di una miscela di due componenti. Esso richiede ancora ulteriori verifiche e puntualizzazioni, un maggiore approfondimento del significato fisico della distribuzione delle due componenti (a tale scopo potrebbe essere molto utile l'apport

to della ricerca metereologica), ma fornisce valutazioni accurate delle portate di piena con un numero relativamente basso di parametri ed interpreta bene il comportamento statistico delle serie storiche delle piene annuali. In particolare spiega l'elevata variabilità dell'asimmetria ed i valori "straordinari" verificatisi nel periodo di osservazione. La distribuzione della seconda componente, infatti, presenta un forte gradiente e quindi la portata varia notevolmente al variare del rischio. La metodologia proposta consente quindi di distinguere le zone che abbiamo definito ad "elevato rischio idrologico", dove sono presenti entrambe le due componenti, da quelle a "rischio idrologico ordinario", in cui vi è solo la componente caratterizzata da una variabilità minore della portata con il rischio.

Nelle zone "ad elevato rischio idrologico", non solo può essere necessario adeguare il livello di difesa dalle piene a valori più alti di quelli ordinari, ma bisogna tener conto dell'estrema variabilità della portata con il rischio, e quindi usare particolare cautela nella progettazione per assicurare il corretto funzionamento idraulico delle opere. Inoltre l'elevata incertezza con cui si possono valutare le portate estreme rende ancor più necessario utilizzare al meglio l'informazione disponibile, ricorrendo sia ai metodi statistici più efficienti che ad analisi su scala regionale.

SIMBOLOGIA

- C costo di un intervento per la difesa dalle piene.
- $C_v [X]$  coefficiente di variazione della variabile X.
- $C_*$  coefficiente di piena.
- $D_n$  danno totale in n anni.
- $d_i$  danno prodotto dall'i-esima piena superiore a quella di progetto.
- d danno mediamente prodotto da una piena superiore a quella di progetto.
- $E [X]$  valor medio, o atteso, della variabile X.
- $F_X(x)$  funzione di ripartizione, o di distribuzione cumulata, della variabile X.
- $F_j(x)$  funzione di ripartizione del massimo  $X_j$  nella stagione j.
- $F_n(x)$  funzione di ripartizione del massimo  $X_{(n)}$  in n anni.
- $F_1(x), F_2(x)$  funzioni di ripartizione dei massimi annuali  $X_1$  ed  $X_2$  della prima e della seconda componente.
- $h(z)$  funzione di z nella (B-43).
- $i_t$  massimo annuale dell'intensità di pioggia nel tempo t.
- K numero di eccedenze in un anno
- $K_j, K_n$  numero di eccedenze nella stagione j, o in n anni.
- $K_t$  numero di eccedenze nell'intervallo  $[0, t]$ .
- $K_1, K_2$  numero annuo di eccedenze della prima e della seconda componente.
- $K'$  caratteristica della legge di Gumbel.
- k valore osservato del numero di eccedenze.
- $k_j$  valore osservato di  $K_j$ .
- $k'_1, k'_2$  limiti di controllo, o di tolleranza, di  $K'$ .
- L perdita economica totale.
- l rapporto di verosimiglianza.
- m numero totale di eccedenze in n anni.
- $m_j$  numero totale di eccedenze nella stagione j in n anni.
- $m [X] = \bar{x}$  valor medio di un campione della variabile X.
- $N_x$  numero di anni di attesa per superare il valore x.
- n numero di anni; durata di progetto; dimensione del campione.
- $P [ ]$  probabilità di un evento.

$p_K(k)$	distribuzione, o funzione massa, di probabilità della variabile discreta $K$ .
$p$	percentuale della prima componente nella miscela di due popolazioni.
$p.p.$	parte permeabile di un bacino.
$Q(t)$	portata al tempo $t$ .
$q_d$	portata di progetto.
$q_i$	valore osservato della portata all' $i$ -esimo superamento della soglia $q_o$ .
$q_o$	portata di soglia.
$R$	statistica per il test di adattamento della legge di Poisson.
$R_n(x)$	rischio in $n$ anni di $x$ .
$r$	numero di stazioni idrometriche in una regione.
$S$	superficie del bacino.
$s$	numero di "stagioni" nell'anno.
$s[X] = s_x$	scarto quadratico medio di un campione della variabile $X$ .
$T(x)$	periodo di ritorno del valore $x$ .
$t$	tempo.
$t_*$	tempo critico di risposta del bacino.
$t_r$	tempo di ritardo del bacino.
$VAR[X]$	varianza della variabile $X$ .
$W$	trasformata logaritmica della variabile $X$ .
$X$	massima portata annuale o piena annuale; variabile casuale.
$X_j$	massima portata nella stagione $j$ .
$X_{(n)}$	massima portata in $n$ anni.
$X_t$	massima portata nell'intervallo $[0, t]$
$X_1, X_2$	massimi annuali della prima e della seconda componente.
$X'$	massima eccedenza annuale.
$X'_t$	massima eccedenza nell'intervallo $[0, t]$ .
$x$	valore assunto dalla variabile $X$ .
$x_i$	$i$ -esimo valore osservato di $X$ .
$x_{(i)}$	$i$ -esimo valore di $X$ in ordine crescente.
$x_{(n)}$	massimo valore osservato di $X$ in $n$ anni.

$x_{n,R}^x$	valore di $X$ che può essere superato con rischio $R$ in $n$ anni.
$x_T$	valore di $X$ che può essere superato con periodo di ritorno $T$ .
$x_{T,1}^x, x_{T,2}^x$	limiti fiduciari, o di confidenza, di $x_T$ .
$x'$	valore assunto dalle variabili $X'$ ed $X'_t$ .
$Y$	variabile casuale.
$y$	valore assunto dalla variabile $Y$ .
$Z$	grandezza di un'eccedenza.
$Z_i$	grandezza dell' $i$ -esima eccedenza.
$Z_1, Z_2$	grandezza di un'eccedenza appartenente alla prima o alla seconda componente.
$z$	valore assunto dalle variabili $Z$ .
$z_i$	valore assunto da $Z_i$ .
$\alpha$	parametro della distribuzione di $X$ nella legge di Gumbel.
$\alpha_n$	parametro della distribuzione di $X_{(n)}$ nella legge di Gumbel.
$\beta$	parametro della distribuzione esponenziale di $Z_1$ .
$\beta_j$	parametro della distribuzione esponenziale di $Z$ nella stagione $j$ .
$\beta_1, \beta_2$	parametri della distribuzione esponenziale di $Z_1$ e di $Z_2$ .
$\gamma_1 [X]$	coefficiente di asimmetria della variabile $X$ .
$\epsilon$	valore modale di $X$ nella legge di Gumbel.
$\epsilon_n$	valore modale di $X_{(n)}$ nella legge di Gumbel.
$\theta$	parametro della legge di Fréchet.
$\Lambda$	parametro di Poisson relativo a un anno.
$\Lambda_j$	parametro di Poisson nella stagione $j$ .
$\Lambda_t$	parametro di Poisson nell'intervallo $[0, t]$ .
$\Lambda_1, \Lambda_2$	parametri di Poisson della prima e della seconda componente.
$\Lambda^0$	parametro di Poisson relativo alla soglia $q_0 = 0$ .
$\lambda(t)$	funzione intensità di Poisson al tempo $t$ .
$\mu$	valor medio o atteso.
$\nu$	parametro della legge di Fréchet.
$\sigma [X]$	scarto quadratico medio della variabile $X$ .
$\tau_i$	tempo di accadimento dell' $i$ -esima eccedenza.
$\hat{\quad}$	segno della stima di un parametro.
$\bar{\quad}$	segno della media aritmetica di un campione.



B I B L I O G R A F I A

- ACCADEMIA NAZIONALE DEI LINCEI : Atti del Convegno "Le Scienze della natura di fronte agli eventi idrogeologici". - Roma, 1968.
- ACCADEMIA NAZIONALE DEI LINCEI : Atti del Convegno internazionale "Piene : loro previsione e difesa del suolo". - Roma, 1972.
- ASSOCIAZIONE IDROTECNICA ITALIANA : Atti del Convegno Nazionale "L'Idrologia e la sistemazione dei piccoli bacini". - Roma, 1971.
- BEARD L.R. : "Estimation of Flood Probabilities". - Proc. Am. Soc. Civ. Eng., Vol. 80, n. HY8, 1954.
- BEARD L.R. : "Flood Flow Frequency Techniques". - Technical Report 119, Center for Research in Water Resources, University of Texas, Austin, Texas, 1974.
- BENJAMIN J.R. & C.A. CORNELL : "Probability Statistics and Decision for Civil Engineers". - Mc Graw-Hill, 1970.
- BENSON M.A. : "Uniform Flood-Frequency Estimating Methods for Federal Agencies". - Water Resour. Res., vol. 4, n. 5, pp. 891-908, 1968.
- BERNIER J. : "Sur la Nature Aléatoire du Coût des Dammages Provoqués par les Crues". - Houille Blanche, vol. 34, n. 1, pp. 11-20, 1979.
- BERNIER J. & J. MIQUEL : "Incertitude de l'Information et Décisions en Situation de Risque. Cas de Problèmes de Protection contre les Crues". Houille Blanche, vol. 34, n. 4/5, pp. 251-258, 1979.
- BORGMAN L.E. : "Risk Criteria". - Proc. Am. Soc. Civ. Eng., vol. 89, n. WW3, pp. 1-35, 1963.
- BOUGHTON W.C. : "A Frequency Distribution for Annual Floods". - Water Resour. Res., vol. 16, n. 2, pp. 347 - 354, 1980.
- CALENDA G. & A. PETACCIA : "Studio probabilistico della portate di piena superiori ad un valore assegnato". - L'Energia Elettrica, vol. 52, n. 5, pp. 1-19, 1975.
- CALENDA G. & A. PETACCIA : "Valutazione della probabilità del danno di piena". Atti dell'incontro di studio "Estremi idrologici e modelli di previsione", Perugia, 1978.
- CALENDA G., PETACCIA A., MOLINARO P. & A. TOGNA : "Distribuzione di probabilità dei colmi di piena di alcuni corsi d'acqua del bacino del Tevere". Atti dell'Incontro di Studio "Estremi idrologici e modelli di previsione", Perugia, 1978.
- CANUTI P. & U. MOISELLO : "Indagine regionale sulle portate di massima piena in Liguria e Toscana". Geol. Appl. ed Idrogeol., vol. XV, pp. 275-304, 1980.

- CENTRO DI CULTURA SCIENTIFICA "ETTORE MAIORANA" : Atti del Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità". - Erice, 1980.
- CICIONI G.B., GIULIANO G. & F.M.SPAZIANI : "Indagine sulla distribuzione di probabilità delle portate di piena dei corsi d'acqua italiani". Atti del XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Napoli, 1974.
- CIRIANI T.A., MAIONE U. & J.R. WALLIS : Proceeding of Workshop "Mathematical Models for Surface Water Hydrology". - Pisa, 1977.
- CNR - Progetto Finalizzato Conservazione del Suolo : Atti dell'incontro di studio "Estremi idrologici e modelli di previsione". - Perugia, 1978.
- COMMISSIONE INTERMINISTERIALE PER LO STUDIO DELLA SISTEMAZIONE IDRAULICA E DELLA DIFESA DEL SUOLO : Atti della Commissione. - Roma, 1974.
- CONFERENZA NAZIONALE DELLE ACQUE : Relazioni e documenti "I problemi delle acque in Italia". - Roma, 1972.
- CRAMER H. & M.R.LEADBETTER : "Stationary and Related Stochastic Processes". John Wiley and Sons, 1967.
- CUNNANE C. : "A Particular Comparison of Annual Maxima and Partial Duration Series Methods of Floods Frequency Prediction". - J.Hydrol., vol.18, pp.257-271, 1973.
- CUNNANE C. : "A Note on the Poisson Assumption in Partial Duration Series Models". - Water Resour. Res., vol.15, n.2, pp.489-497, 1979.
- DALRYMPLE T. : "Regional Flood Frequency"-Proc. Highway Research Board , Rept. 11B, 1950.
- DALRYMPLE T. : "Flood Frequency Analyses". USGS, Water Supply Paper 1543-A, 1960.
- DAUTY J. : "Méthodes des Processus Stochastiques pour la Détermination de Lois de Probabilité des Crues". - Atti del Convegno Internazionale "Piene: loro previsione e difesa del suolo", Roma, 1972.
- DOWNTON F. : "Linear Estimates of Parameters in the Extreme Value Distribution". - Technometrics, vol.7, pp.3-18, 1966.
- FULLER W.E. : "Flood Flows".- Trans.Am.Soc.Civ.Eng., vol.77, pp.564-617, 1914.
- FISHER R.A. & L.H.C. TIPPETT : "Limiting Forms of the Frequency Distribution of the Largest or Smallest Member of a Sample". - Proc.Cambridge Phil. Soc., vol.24, pp.180-190, 1928.
- GALAMBOS J. : "The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics". - John Wiley & Sons, 1978.
- GNEDENKO B.V. : "Sur la Distribution Limite du Terme Maximum d'une Série Aléatoire". - Ann.Math., vol.44, n.2, pp. 423-453, 1943.

- GREENWOOD J.A., LANDWEHR J., MATALAS N.C. & J.R.WALLIS : "Probability Weighted Moments: Definition and their Relation to Parameters of Several Distributions Expressable in Inverse Form". - Water Resour.Res., vol. 15, n.5, pp.1049-1054, 1979.
- GUMBEL E.J. : "Probability Interpretation of the Observed Return Periods of Floods". - Trans.Am.Geophys.Union, p.836, 1941.
- GUMBEL E.J. : "Statistic of Extremes". - Columbia University Press, 1958.
- HARDISON C.H. : "Generalized Skew Coefficients of Annual Floods in the United States and their Application". - Water Resour. Res., vol.10, n.4, pp. 745-752, 1974.
- HASSELBLAD V. : "Estimation of Finite Mixtures of Distributions from the Exponential Family". - J.Amer.Statist.Assoc., vol.64, pp.1459-1471, 1969.
- HAZEN A. : "Flood Flows". - Wiley and Sons, 1930.
- HENRIQUES A.G. : "Modelling Flood Frequency Relationships Using Lambda Distributions". - Laboratorio Nacional de Engenharia Civil, Memoria 549, Lisboa, 1981.
- HOUGHTON J.C. : "Robust Estimation of the Frequency of Extreme Events in a Flood Frequency Context". - Ph.D.thesis, Harvard Univ., Cambridge, Mass., 1977.
- HOUGHTON J.C. : "The Birth of a Parent: the Wakeby Distribution for Modeling Flood Flows". - Water Resour.Res., vol.14, n.6, pp.1105-1109,1978.
- JENKINSON A.F. : "The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements". - Quart.J.Roy.Meteor.Soc., vol.87, pp.158-171, 1955.
- JOWITT P.W. : "The Extreme Value Type Distribution and the Principle of Maximum Entropy". - J.Hydrol., vol.42, n.1/2, pp.23-38, 1979.
- KIMBALL B.F. : "Sufficient Statistical Estimation Functions for the Parameters of Distribution of Maximum Values". - Ann.Math.Stat., vol.17, pp.299-309, 1946.
- KIMBALL B.F. : "An Approximation to the Sampling Variances of an Estimated Maximum Value of Given Frequency Based on the Fit Doubly Exponential Distribution of Maximum Values". - Ann.Math.Stat., vol.20, pp.39-62, 1949.
- KIRBY W. : "On the Random Occurrence of Major Floods".- Water Resour.Res., vol.5, n.4, pp.299-309, 1969.
- KIRBY W. : "Algebraic Boundedness of Sample Statistics". - Water Resour.Res., vol.10, n.4, pp.745-752, 1974.
- KLEMES V. : "Comment on 'Regional Skew in Search of a Parent' by N.C.Matalas, J.R.Slack, and J.R.Wallis". - Water Resour. Res., vol.12, n.6, p.1325, 1976.

- KITE G.W. : "Frequency and Risk Analyses in Hydrology". - Water Resources Publications, Fort Collins, 1977.
- LANDWHER J., MATALAS N.C. & J.R. WALLIS : "Some Comparisons of Flood Statistics in Real and Log Space". - Water Resour.Res., vol.14, n.5, pp. 902-920, 1978.
- LANDWHER J., MATALAS N.C. & J.R. WALLIS : "Quantile Estimation with More or Less Floodlike Distributions". - Water Resour.Res., vol.16, n.3 , pp.547-555, 1980.
- LAZZARI E. : "Esame di alcune leggi probabilistiche usate per la previsione delle portate di piena". - L'Acqua , n.6, 1966.
- LAZZARI E. : "Studio probabilistico delle piene con particolare riferimento ai corsi d'acqua della Sardegna". - L'Energia Elettrica , vol.44, n.4, pp.212-224, 1967.
- LAZZARI E. : "Prédétermination des Crues par Etude Statistique". - X<sup>mes</sup> Journées de l'Hydraulique, Paris, 1968.
- McMAHON T.A. & R.SRIKANTHAN : "Log Pearson III Distribution - Is It Applicable to Flood Frequency Analysis of Australian Streams?". - J.Hydrol., vol.52, pp.139-147, 1981.
- MAIONE U. : "Le piene fluviali". - La Goliardica Pavese, 1977.
- MANN N.R. : "Point and Interval Estimation Procedures for the Two - Parameter Weibull and Extreme Value Distributions". - Technometrics, vol.10, n.2, pp.231-256, 1968.
- MATALAS N.C., SLACK J.R. & J.R. WALLIS : "Regional Skew in Search of a Parent". Water Resour.Res., vol.11, n.6, pp.815-826, 1975.
- MILLER J.B. : "Flood Frequency Estimation in the U.K. Flood Studies". - Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.
- NERC : "Flood Studies Report". - vol. I. - Nat.Envirou. Res.Counc., London, 1975.
- NORTH M. : "Time-Dependent Stochastic Model of Floods". - Proc. Am. Soc.Civ. Eng., vol.106, n.HY5, pp. 649-665, 1980.
- PENTA A., SILVAGNI G. & P.VERSACE : "Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo di piena". - Atti dell'incontro di studio "Estremi idrologici e modelli di previsione", Perugia, 1978.
- PENTA A., ROSSI F., SILVAGNI G., VELTRI M. & P.VERSACE : "Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere nell'Italia Meridionale". - Atti dell'incontro di studio "Distribuzioni spazio-temporali", Perugia, 1980a.
- PENTA A., ROSSI F., SILVAGNI G., VELTRI M. & P.VERSACE : "Un modello stocastico per l'analisi delle massime piogge giornaliere in presenza di grandi nubifragi". - Atti del XVII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Palermo, 1980.

- RAO D.V. : "Three-Parameter Probability Distributions". - Proc. Am. Soc. Civ. Eng., vol.107, n. HY3, pp.339-358, 1981.
- ROSSI F. : "Criteri di similitudine idrologica per la stima della portata al colmo di piena corrispondente ad un assegnato periodo di ritorno". Atti del XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Napoli, 1974.
- ROSSI F. : "Legami di connessione tra le distribuzioni di probabilità delle massime piene in una regione". - Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.
- ROSSO R. : "Analisi di frequenza delle piene". - Seminario su "Modelli idrologici ed idrogeologici", C.N.R., Progetto Finalizzato Conservazione del Suolo, Perugia, 1980.
- ROUSSELLE J. : "On Some Problems of Flood Analysis". - Ph.D. thesis, Colorado State University, Fort Collins, Colo., 1972.
- SARHAN A.E. : "Estimation of the Mean and Standard Deviation by Order Statistics". - Ann.Math.Statist., vol.25, pp.317-328, 1954.
- SHANE R.M. & W.R. LYNN : "Mathematical Model for Flood Risk Evaluation". Proc. Am. Soc. Civ. Eng., vol.90, HY6, pp.1-20, 1967.
- SHEN H.W., BRYSON M.C. & I.D.OCHOA : "Effect of Tail Behavior Assumptions on Flood Predictions". - Water Resour. Res., vol.16, n.2, pp.361-364, 1980.
- SLACK J.R., WALLIS J.R. & N.C. MATALAS : "On the Value of Information to Flood Frequency Analysis". - Water Resour. Res., vol.11, n.5, pp. 629-647, 1975.
- SNYDER D.L. : "Random Point Processes". - John Wiley and Sons. New York, 1975.
- STEDINGER J.R. : "Modeling and Estimation of Flood Frequency Relations Using Lambda Distributions". - Proposal to the National Science Fundation, 1977.
- SUKHATME P.V. : "On the Analysis of the k Samples from Exponential Population with Special Reference to the Problem of Random Intervals". - Stat. Res.Mem., vol.94, n.1, 1936.
- SUKHATME P.V. : "On the Distribution of  $\chi^2$  in Samples of the Poisson Series". J.Roy.Stat. Soc., vol.5, suppl. 1, 1938.
- TAESOMBUT V. & V. YEVJEVICH : "Use of Partial Flood Series for Estimating Distribution of Maximum Annual Flood Peak". - Hydrology Paper, n.97, Colorado State University, Fort Collins, 1978.
- THOM H.C.S. : "A Time Interval Distribution for Excessive Rainfall". - Proc. Am. Soc. Civ. Eng., vol.85, n.HY7, pp. 83-91, 1959.
- TODOROVIC P. : "Stochastic Models of Floods". - Water Resour. Res., vol.14, n.2, pp.345-356, 1978.

- TODOROVIC P. & J. ROUSSELLE : "Some Problems of Flood Analysis". - Water Resour.Res., vol.7, n.5, pp.1144-1150, 1971.
- TODOROVIC P. & V. YEVJEVICH : "Stochastic Process of Precipitation". - Hydrology Paper, n.35, Colorado State University, Fort Collins, 1969.
- TODOROVIC P. & E. ZELENHASIC : "A Stochastic Model for Flood Analysis". - Water Resour.Res., vol.6, n.6, pp.1641-1648, 1970.
- TODINI E. & P. SERRAGLINI : "La regionalizzazione dell'informazione idrologica nel calcolo delle portate di progetto". - Seminario "Eventi Idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.
- TONINI D., BIXIO V. & D. DELLA LUCIA : "Rapporto regionale: Veneto - Trentino - Venezia Giulia". - Atti del Convegno "L'Idrologia e la sistemazione dei piccoli bacini", Roma, 1971.
- U.S. WATER RESOURCES COUNCIL : "Guidelines for Determining Flood Flow Frequency" Hydrologic Committee, Bull. 17A, Washington, 1977.
- WALLIS J.R. : "Risk and Uncertainties in the Evaluation of Flood Events for the Design of Hydraulic Structures". - Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.
- WALLIS J.R., MATALAS N.C. & J.R. SLACK : "Just a Moment!". - Water Resour.Res., vol.10, n.2, pp.211-219, 1974.
- VIPARELLI C. : "Significato di rischio ed incertezza ai fini delle applicazioni tecniche". - Seminario "Eventi idrologici estremi: piene e siccità", Erice, 1980.
- YEVJEVICH V. : "Analysis of Risks and Uncertainties in Flood Control". - Floods and Droughts, E.F. Schulz, V.A. Koelzer, and K.Mahmood, eds., Water Resour. Publication, Fort Collins, Colo., U.S.A., 1973.
- YEVJEVICH V. : "Extraction of Full Information on Flood Peaks in Arid Areas". Proc. Int. Symp. "Hydrology Areas Low Precipitation", Camberra, IAHS Publ. n.128, 1979.

MODELLI CONCETTUALI DETERMINISTICI NELLA TRASFORMAZIONE  
AFFLUSSI-DEFLUSSI DEI FENOMENI DI PIENA

*CONCEPTUAL AND DETERMINISTIC MODELS OF RAINFALL-RUNOFF  
IN FLOOD PROCESSES*

Luigi D'Alpaos  
Istituto di Idraulica dell'Università di Padova

INDICE  
*INDEX*

C.1 - Introduzione.....	pag.	C.1
- <i>Introduction</i>		
C.2 - Modelli concettuali dell'idrogramma unitario .....	"	C.2
- <i>Conceptual models of unit hydrograph</i>		
C.3 - Effetti di non linearità e di varianza nei modelli ..	"	C.12
concettuali		
- <i>Non linearity and variance effect in conceptual models</i>		
C.4 - Osservazioni sullo schema dei parametri e sulla .....	"	C.21
scelta del modello		
- <i>On the parameters identification and model choise</i>		

## MODELLI CONCETTUALI DETERMINISTICI NELLA TRASFORMAZIONE

### AFFLUSSI-DEFLUSSI DEI FENOMENI DI PIENA

Luigi D'Alpaos

Istituto di Idraulica dell'Università di Padova

#### C.1 - INTRODUZIONE

La previsione con soddisfacente grado di attendibilità dei complessi fenomeni idrologici che si verificano in un bacino idrografico in condizioni di piena è uno tra gli obiettivi da più lungo tempo perseguiti dagli studiosi di idrologia. In questi ultimi decenni si è assistito ad una vera e propria proliferazione dei tentativi di simulare con l'ausilio di modelli matematici il comportamento di un bacino idrografico ed in particolare dei metodi per determinare le portate di piena di un corso di acqua partendo dalle precipitazioni che si registrano nel suo bacino idrografico. In questo ambito, sviluppi ed applicazioni sempre più numerose hanno avuto i cosiddetti modelli sintetici concettuali di tipo deterministico, nei quali le relazioni che intercorrono tra le variabili ed i parametri caratteristici del sistema "bacino idrografico" sono suggerite o dedotte attraverso un'analisi più o meno schematica dei fenomeni fisici che trasformano le variabili di ingresso al sistema stesso (piogge) in quelle di uscita (portate) (CLARK, 1973). Ciò avviene introducendo una serie di strutture idrauliche elementari (elementi concettuali) alle quali è affidato il compito di simulare gli aspetti fondamentali del reale comportamento del bacino idrografico. Tale comportamento è in generale assimilato a quello di un sistema lineare o non lineare, variante od invariante, a seconda delle diverse modalità di risposta del bacino stesso nei confronti degli eventi di precipitazione, che possono essere variabili nel tempo e nello spazio.

Come è noto, un sistema è definito lineare se l'ingresso e l'uscita corrispondente sono legati all'ingresso e all'uscita elementari da una stessa legge lineare; esso è invece considerato invariante se la risposta ad un ingresso assegnato è indipendente dall'istante in cui questo si verifica, e il sistema non risente della sua storia passata (DATEI, 1976); distinzioni analoghe a queste valgono ovviamente per i modelli matematici che simulano il comportamento del bacino.

Quale che sia il modello matematico prescelto, è evidente che la sua capacità di riprodurre eventi di piena reali deve essere preliminarmente verificata sulla base di dati rilevati sperimentalmente, essendo questa premessa indispensabile per una proficua utilizzazione pratica del modello stesso. Il conseguimento di questo obiettivo può talvolta suggerire l'opportunità di cambiare il tipo di modello prescelto, oppure di modificarne in parte la struttura, per ottenere una migliore rispondenza tra i valori calcolati per le diverse grandezze e quelli rilevati sperimentalmente.



Nella ricerca di un'accuratezza sempre più spinta nella simulazione dei processi idrologici, molto spesso sono stati proposti modelli matematici di grande eleganza formale, ma anche caratterizzati da un notevole grado di sofisticazione, che non sempre ne rende agevole l'utilizzazione pratica. Questi modelli, d'altra parte, possono risultare non altrettanto attendibili in fase di previsione, soprattutto quando non è attribuibile ai loro parametri un preciso significato fisico o non sia possibile una stima significativa dei valori da essi assunti.

E' questa fondamentalmente la ragione per cui non si può a priori escludere che un modello matematico di più semplice struttura, ma con parametri meglio definibili o valutabili, non possa trovare una più conveniente utilizzazione rispetto a quella di un modello più sofisticato e complesso, soprattutto nella previsione degli eventi di piena, che è poi la situazione di maggior interesse applicativo. Frequentemente, infatti, l'ingegnere è chiamato a dimensionare delle opere non tanto con riferimento ad eventi passati, e quindi più o meno conosciuti nei loro aspetti fondamentali, quanto piuttosto sulla base degli eventi prevedibili.

Poichè la soluzione di molti problemi pratici richiede spesso di determinare, con buona attendibilità, accanto ai valori massimi probabili delle portate anche la distribuzione delle portate stesse nel tempo, hanno via via incontrato una sempre più vasta diffusione ed utilizzazione i modelli matematici in grado di fornire per gli idrogrammi di piena un andamento il più possibile vicino a quello reale.

Nei riguardi di questo aspetto del problema, di fondamentale importanza sono i concetti introdotti da SHERMAN, che sono alla base dell'idrogramma unitario. Questo è definito dall'andamento nel tempo delle portate generate, all'uscita di un bacino idrografico, da una "precipitazione efficace" di durata unitaria uniformemente distribuita sulla superficie del bacino stesso. Si tratta di un idrogramma riferito alle sole portate superficiali, così come la "precipitazione efficace" è limitata a quella parte della pioggia totale che produce il deflusso superficiale. L'idrogramma unitario, pertanto, risulta indipendente da altre variabili, come l'infiltrazione, lo "stato iniziale" del bacino, il deflusso profondo, che pure possono avere un ruolo non trascurabile nella formazione dei deflussi di piena.

Queste limitazioni nell'utilizzazione del metodo sono, peraltro, facilmente superabili, potendosi, come si preciserà meglio nei successivi paragrafi, estendere anche all'esame di queste più complesse condizioni di deflusso i concetti originali espressi da SHERMAN.

## C.2 - MODELLI CONCETTUALI DELL'IDROGRAMMA UNITARIO

Nella letteratura, due sono sostanzialmente gli indirizzi generali derivati dai principi dell'idrogramma unitario lungo i quali si è sviluppata la ricerca per la generazione delle piene con l'ausilio di modelli matematici partendo dalle precipitazioni.

C.2.1 - Al primo indirizzo appartengono i cosiddetti metodi empirici, con i quali si tenta di esprimere la forma dell'idrogramma unitario con relazioni dedotte empiricamente. Di questo tipo è l'espressione suggerita per l'idrogramma unitario da EDSON (1951), considerando i due effetti fondamentali di ri-

tardo e di invaso che il bacino idrografico e la sua rete esercitano contemporaneamente sui deflussi. Da una parte, a causa del diverso tempo impiegato dagli afflussi meteorici per raggiungere la sezione di uscita del bacino, la portata  $Q$  cresce nel tempo ( $t$ ) secondo una legge del tipo:

$$(1) \quad Q \propto t^x \quad \text{con } x \geq 1 \quad ;$$

dall'altra, il volume accumulato nel bacino a monte della sezione di chiusura defluisce nel tempo seguendo una legge esponenziale del tipo:

$$(2) \quad Q \propto e^{-yt} \quad \text{con } y > 0 \quad .$$

Partendo da queste considerazioni e combinando i due effetti, EDSON determina per la portata specifica in uscita  $u(t)$  riferita all'unità di superficie, e quindi per l'idrogramma unitario, l'espressione:

$$(3) \quad u(t) = \frac{Q(t)}{S} = \frac{y(yt)^x e^{-yt}}{\Gamma(x+1)} \quad ,$$

nella quale  $\Gamma(x+1)$  è la funzione Gamma,  $S$  è la superficie del bacino,  $x$  e  $y$  sono due costanti deducibili sperimentalmente ed esprimibili in termini di portata e di tempo al colmo ( $Q_c$  e  $T_c$ ), essendo:

$$(4) \quad \begin{aligned} T_c &= x/y \quad ; \\ Q_c &= Sy(x/e)^x / \Gamma(x+1) \quad . \end{aligned}$$

**C.2.2-** Al secondo indirizzo seguito per la generazione delle piene sulla base del metodo dell'idrogramma unitario, appartengono, invece, i modelli di tipo concettuale, nei quali, come si è già accennato, si suppone che il comportamento di un bacino idrografico possa essere simulato mediante una cascata di "elementi concettuali", disposti in serie o in parallelo, ai quali è affidata la rappresentazione delle due azioni fondamentali che si svolgono nel bacino e nella rete di drenaggio che lo solca: il deflusso delle portate e l'invaso delle acque, legato al deflusso stesso e alle caratteristiche geometriche ed idrauliche del sistema idrografico.

In questi modelli pertanto la risposta del bacino è simulata da un sistema costituito da un insieme di canali e di serbatoi di caratteristiche operative, ai quali competono rispettivamente le funzioni di trasferimento e di invaso delle portate.

Le strutture idrauliche elementari alle quali normalmente ci si riferisce in questi modelli sono i canali e i serbatoi lineari o non lineari, per i quali si può supporre un comportamento invariante o variante nel tempo.

Dal diverso tipo e dalla diversa connessione adottata tra questi elementi dipende la risposta del bacino e quindi la forma dell'idrogramma unitario relativo, che può essere dedotta "sinteticamente" in funzione della sola struttura prescelta per il modello.

La possibilità di esprimere analiticamente e sinteticamente la forma dell'idrogramma unitario comporta non solo degli evidenti vantaggi dal punto di

vista operativo, ma consente anche di filtrare diverse indeterminazioni, quali ad esempio gli effetti di una non uniforme distribuzione spaziale delle precipitazioni od errori nella misura delle piogge e delle portate, che potrebbero condizionare la possibilità di riprodurre, mediante lo stesso idrogramma unitario dedotto per via diretta, eventi in cui queste condizioni fossero modificate.

Un classico modello di tipo concettuale molto spesso adottato nelle applicazioni è quello proposto da NASH (1959), nel quale il bacino idrografico è schematizzato con una cascata di  $n$  serbatoi uguali disposti in serie (Fig. 1), per ciascuno dei quali si assume che il volume invasato  $V$  sia direttamente proporzionale alla portata scaricata  $Q$  secondo la relazione lineare:

$$(5) \quad V = kQ$$

essendo  $k$  un tempo caratteristico legato alle modalità di vuotamento del generico serbatoio.

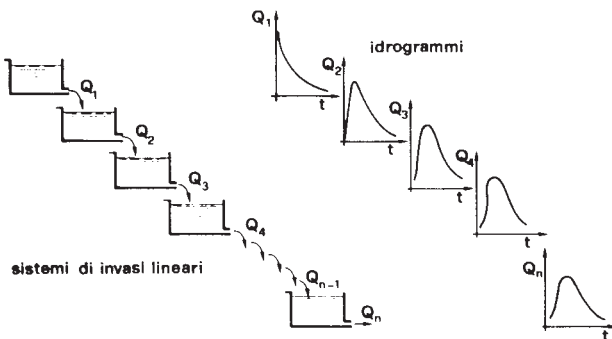


Fig. 1 — Risposta di un sistema di invasi lineari ad un afflusso istantaneo.

Per un afflusso istantaneo unitario la portata uscente dal primo serbatoio risulta:

$$(6) \quad u(t) = \frac{1}{k} e^{-t/k} ;$$

mentre quella uscente dall'intero sistema si ottiene integrando in successione l'equazione di continuità scritta per gli  $n$  serbatoi disposti in cascata. Tale integrazione fornisce per la portata effluente dal sistema:

$$(7) \quad u(t) = \frac{e^{-t/k}}{k} \cdot \frac{(t/k)^{n-1}}{(n-1)!} ,$$

che costituisce la funzione di trasferimento nel processo di trasformazione degli afflussi in deflussi o se si vuole il cosiddetto idrogramma unitario sintetico del modello concettuale considerato, la cui forma, al variare del

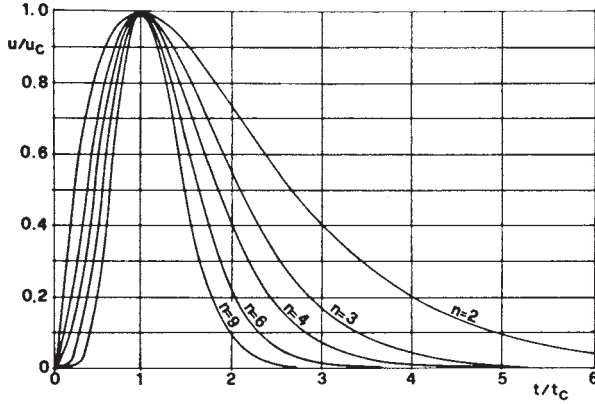


Fig. 2 — Influenza del parametro  $n$  sulla forma dell'onda in uscita da un sistema di invasi lineari.

parametro  $n$  e con riferimento al valore massimo  $u_c$  e al tempo al colmo  $t_c = (n-1)k$ , si modifica secondo gli andamenti rappresentati nella Fig. 2.

La risposta del bacino idrografico ad una generica successione di impulsi istantanei di precipitazione efficace  $p(\tau)$  (Fig. 3) è legata alla funzione di trasferimento (7) e all'intensità di precipitazione dall'equazione di convoluzione, che fornisce per le portate uscenti dalla sezione di chiusura del bacino stesso la relazione:

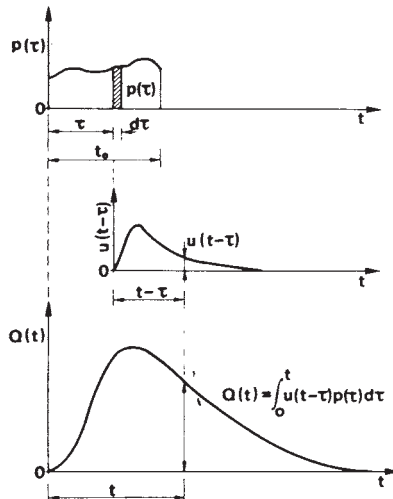


Fig. 3 — Risposta di un sistema lineare ad una successione di impulsi istantanei di precipitazione.

$$(8) \quad Q(t) = S. \int_0^t p(\tau) \cdot u(t-\tau) d\tau \quad .$$

Una prima generalizzazione di questo modello, intravvista da NASH, è quella di assumere per  $n$  un valore non necessariamente intero, nel qual caso la (7) si trasforma nella espressione:

$$(9) \quad u(t) = \frac{e^{-t/k}}{k\Gamma(n)} \left(\frac{t}{k}\right)^{n-1},$$

essendo  $\Gamma(n)$  la già ricordata funzione Gamma. In questo caso il parametro  $n$  viene evidentemente a perdere il suo significato originale, per assumerne uno del tutto convenzionale.

E' immediato osservare che con un opportuno cambiamento di variabili si ottiene, per l'idrogramma istantaneo espresso dalla (9), una forma del tutto equivalente a quella fornita dalla (3), dedotta da EDSON alcuni anni prima sulla base peraltro di un approccio al problema completamente diverso da quello suggerito da NASH.

C.2.3- Nell'introdurre i concetti dell'idrogramma unitario e poi nella determinazione dell'idrogramma sintetico si è fatto riferimento ad un impulso di precipitazione efficace "istantaneo". In realtà lo ietogramma delle precipitazioni di un bacino idrografico è sempre descritto mediante una successione di impulsi di precipitazione di durata finita  $\Delta t$ . La non istantaneità dell'impulso di precipitazione modifica la forma dell'idrogramma unitario e quindi l'espressione (9) della funzione di trasferimento, che diventa:

$$(10) \quad u(t, \Delta t) = \frac{1}{\Delta t} \left[ F(n, \frac{t}{k}) - F(n, \frac{t-\Delta t}{k}) \right],$$

essendo:

$$(11) \quad F(n, \frac{t}{k}) = \frac{1}{\Gamma(n)} \int_0^{t/k} e^{-t/k} (t/k)^{n-1} d(t/k)$$

la funzione Gamma incompleta.

Per uno ietogramma di precipitazione descritto con impulsi di durata  $\Delta t$  (Fig. 4), l'espressione equivalente alla forma integrale (8), che fornisce la portata totale effluente dal bacino all'istante generico  $t = m\Delta t$ , risulta:

$$(12) \quad Q(m\Delta t) = S. \sum_{i=1}^m p(i)\Delta t \cdot u [t, (m-i)\Delta t],$$

essendo:

$$(13) \quad \Delta Q(m\Delta t) = p(i)\Delta t \cdot u [t, (m-i)\Delta t].$$

il contributo dell' $i$ -esimo impulso di precipitazione efficace di intensità media  $p(i)$  nell'intervallo di tempo  $\Delta t$ .

E' da osservare, tuttavia, che assai raramente nelle applicazioni si tiene conto di questo fatto e si utilizza di preferenza, come funzione di trasferimento, la (9) in luogo della (10), pur considerando una successione di

impulsi di precipitazione di durata finita. Dal punto di vista pratico le differenze che così si ottengono nella risposta del bacino ad un assegnato evento pluviometrico non sono significative, potendo oltretutto essere convenientemente limitate attraverso un'opportuna scelta dei valori dei due parametri  $n$  e  $k$  che caratterizzano il modello.

C.2.4 - Nell'ambito delle attività del sottoprogetto Dinamica Fluviale una generalizzazione del modello di NASH è stata recentemente proposta (DA DEPPO, DA FEI e RINALDO, 1980), sempre schematizzando il bacino con una cascata di  $n$  serbatoi uguali disposti in serie, ma assumendo per la relazione tra volume invasato e portata scaricata dal generico serbatoio l'espressione lineare:

$$(14) \quad V = k_1 Q + k_2 \frac{dQ}{dt} .$$

In essa il termine aggiuntivo  $k_2(dQ/dt)$  può consentire di tener conto della non univocità della relazione, che, in corrispondenza alla sezione di efflusso, lega tra di loro portate scaricate e volumi accumulati nella rete, in condizioni di moto vario.

Dalla (14), che è la forma lineare della relazione più generale:

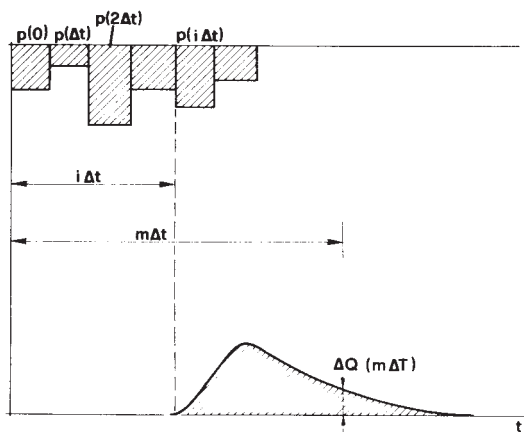


Fig. 4 - Risposta di un sistema lineare ad una successione di impulsi di precipitazione di durata finita.

$$(15) \quad V = k_1 Q^m + k_2 \frac{dQ}{dt} ,$$

introdotta da PRASAD (1967) per un modello concettuale non lineare del quale si dirà più avanti, mediante integrazione analitica delle equazioni differenziali che si ottengono applicando in successione l'equazione di continuità tra gli  $n$  serbatoi disposti in cascata, si deduce l'espressione dell'idrogramma istantaneo sintetico, che, per un impulso unitario di precipitazione è fornito dall'integrale di convoluzione:

$$(16) \quad u(t) = \frac{e^{-at}}{k_2 n \tau^2 (n)} \int_0^t (t-\tau)^{n-1} \cdot e^{-(a-b)\tau} d\tau .$$

nella quale a e b risultano funzioni di  $k_1$  e  $k_2$ , essendo rispettivamente:

$$(17) \quad \begin{aligned} a &= \frac{k_1}{2k_2} - \sqrt{\frac{1}{4} \left(\frac{k_1}{k_2}\right)^2 - 1} ; \\ b &= \frac{k_1}{2k_2} + \sqrt{\frac{1}{4} \left(\frac{k_1}{k_2}\right)^2 - 1} . \end{aligned}$$

Tale integrale può anche esprimersi con uno sviluppo in serie della funzione integranda mediante la relazione:

$$u(t) = \frac{e^{-at}}{k_2^n n^2 (n)} t^{2n-1} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(a-b)t^i}{i!} B(n+i, n) ,$$

se si indica con B la funzione Beta.

Si tratta di una soluzione di prevalente interesse teorico: l'aggiunta di un terzo parametro ( $k_2$ ), almeno nel caso illustrato dagli autori relativo ad una applicazione del modello al bacino del Cordevole (Fig. 5), fornisce risultati non molto dissimili da quelli del più semplice schema a due parametri di NASH.

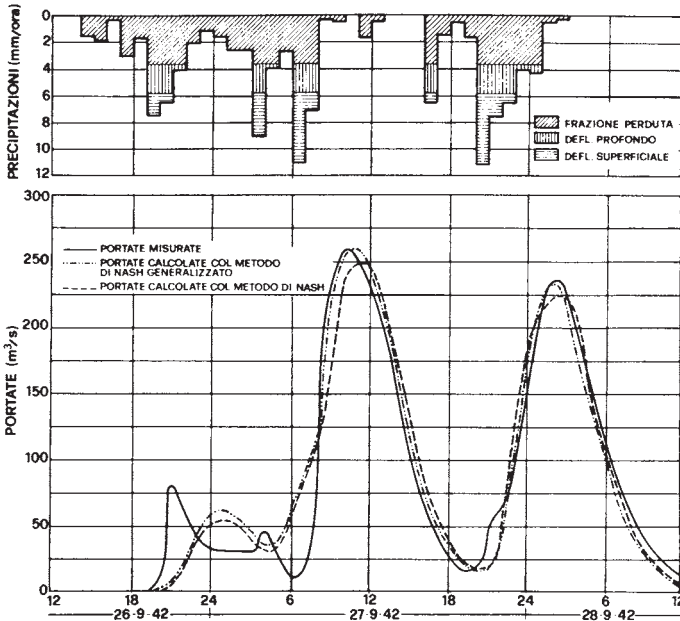


Fig. 5 — Torrente Cordevole a Ponte Mas: confronto tra l'andamento ottenuto con il metodo di Nash e di Nash generalizzato e quello registrato per la piena del 26-28 settembre 1942 (Da Deppo, Datei, Rinaldo, 1981).

Può darsi, tuttavia, che per bacini con caratteristiche diverse da quello considerato si ottengano dalla simulazione risultati sostanzialmente differenti e che l'applicazione del modello a tre parametri proposto sia più vantaggiosa di quanto non possa apparire da queste prime indagini esplorative.

C.2.5 - Un'estensione di notevole interesse della rappresentazione concettuale del comportamento di un bacino è stata suggerita da DOOGE (1959). Egli ha ritenuto di poter superare una delle limitazioni del modello del NASH, separando gli effetti di invaso nel bacino da quelli connessi con la traslazione dell'onda di piena nella rete di canali.

Il modello concettuale che ne deriva risulta così composto da un primo canale lineare seguito da una successione alternata di serbatoi e di canali lineari (Fig. 6). L'elemento "canale" è costituito da un canale fittizio nel

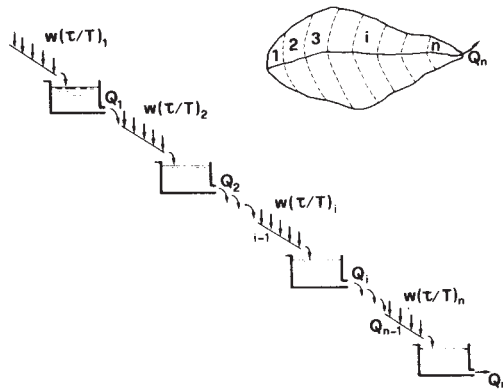


Fig. 6 - Schematizzazione di un bacino idrografico mediante un sistema di canali e di invasi disposti in serie.

quale è costante il tempo affinché una portata  $Q$ , di qualsiasi valore, trascorra lungo un'assegnata lunghezza del canale stesso. Conseguentemente la funzione che rappresenta l'uscita da questo elemento concettuale è perfettamente identica alla funzione in ingresso, salvo un ritardo di fase pari al tempo di traslazione. Mentre ai serbatoi sono affidati gli effetti di invaso che si sviluppano nel bacino, i canali simulano il ritardo cinematico con cui l'onda di piena percorre la rete idrografica. Canali e serbatoi sono determinati suddividendo il bacino idrografico, con una serie di linee isocorve, in  $n$  parti, ciascuna delle quali è rappresentata da un canale e da un serbatoio posto in serie. Per la generica porzione di bacino l'uscita dal canale (che è rappresentata come è noto dal diagramma area-tempo) e dalla porzione posta immediatamente a monte costituisce l'ingresso al successivo serbatoio.

Data la sua struttura, questo modello consente di tener conto di una eventuale possibile distribuzione non uniforme delle precipitazioni nel bacino.



no, riprendendo a questo riguardo, attraverso l'introduzione dell'elemento "canale lineare", un vecchio schema già considerato dai classici metodi razionali ed in particolare da ZUCH (1937).

E' da osservare, tuttavia, che nella sua formulazione generale il modello del DOOGE non è di agevole applicazione. Peraltro, nell'ipotesi che gli n serbatoi connessi con i canali lineari siano tra loro uguali ( $k$  costante), l'espressione dell'idrogramma unitario sintetico, che discende da questo modello concettuale, risulta più abbordabile, essendo:

$$(18) \quad u(t) = \frac{1}{T} \int_0^t w\left(\frac{\tau}{T}\right) \frac{e^{-(t-\tau)/k}}{k^{(n-1)}} \cdot \left(\frac{t-\tau}{k}\right)^{(n-1)} d\tau ,$$

nella quale  $w(\tau/T)$  è la funzione che esprime la curva area-tempo (Fig. 6), che è collegata sulla base di considerazioni cinematiche alla morfologia del bacino stesso, e  $T$  è il tempo di concentrazione.

Per superare le obiettive difficoltà connesse con l'applicazione pratica del modello di DOOGE, SINGH (1964) ha proposto un modello nel quale il bacino è simulato da due serbatoi lineari disposti in serie, con un diverso valore del già citato coefficiente di invaso  $k$ , e da un solo canale lineare, il quale consente di introdurre attraverso la curva area-tempo una distribuzione variabile della pioggia efficace istantanea sull'intero bacino. In queste ipotesi l'idrogramma unitario è espresso dalla relazione:

$$(19) \quad u(t) = \frac{1}{k_2 - k_1} \int_0^t [e^{-(t-\tau)/k_2} - e^{-(t-\tau)/k_1}] w(\tau) d\tau .$$

Nell'applicazione di questo modello SINGH assume per il coefficiente  $k_1$  un valore medio costante pari a 0.25 ed adotta, in luogo dell'effettivo diagramma area-tempo del bacino, quello ottenuto mediante l'introduzione di forme geometriche semplici (come quelle rettangolari, triangolari, trapezoidali o sinusoidali).

Di notevole eleganza, in quanto ad esso sono riconducibili tutti gli schemi illustrati, è il modello proposto da KULANDAISWAMY (1964), il cui formalismo, peraltro, ostacola di fatto qualsiasi pratica utilizzazione.

C.2.6 - Di maggior interesse applicativo è senza dubbio il modello proposto da DISKIN (1964), che consiste in due cascate di serbatoi uguali disposte in parallelo (Fig. 7). Questo modello consente di considerare un duplice meccanismo di trasformazione degli afflussi superficiali, per tener conto dell'eventuale diversa risposta di due parti del bacino con differenti caratteristiche. Essendo il modello lineare, l'idrogramma istantaneo è semplicemente espresso dalla relazione:

$$(20) \quad u(t) = \frac{\alpha}{k_1 \Gamma(n_1)} \left(\frac{t}{k_1}\right)^{(n_1-1)} \cdot e^{-t/k_1} + \frac{\beta}{k_2 \Gamma(n_2)} \left(\frac{t}{k_2}\right)^{(n_2-1)} \cdot e^{-t/k_2} ,$$

nella quale i parametri  $\alpha$  e  $\beta$  sono due costanti indipendenti dal tempo, che esprimono la frazione dell'area totale del bacino afferente a ciascuno dei due rami in parallelo costituenti il modello, e sono ovviamente legati tra

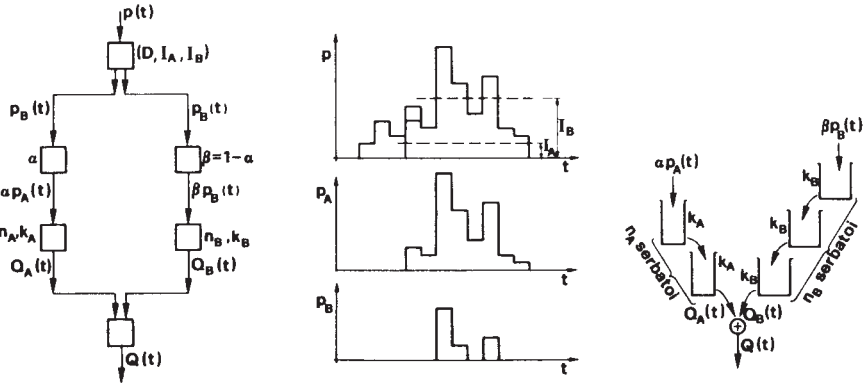


Fig. 7 — Schematizzazione di un bacino idrografico mediante due sistemi di invasi lineari disposti in parallelo (Diskin, 1964).

loro dalla relazione:

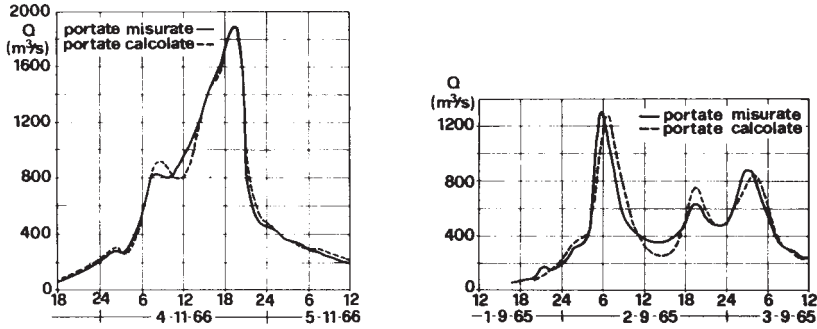
$$\alpha + \beta = 1 .$$

Un modello concettuale con struttura analoga a quella proposta da DISKIN è stato estesamente utilizzato nello studio della formazione delle piene nei bacini montani del Cellina e del Meduna, però attribuendo alle due cascate di serbatoi una funzione diversa (D'ALPAOS, 1974): ad esse, infatti, è assegnato il compito di simulare rispettivamente il deflusso superficiale e quello profondo.

In questo caso la risposta ad un impulso unitario è ancora espressa dalla (20), ma i due parametri  $\alpha$  e  $\beta$  assumono valori variabili nel tempo, pur restando la loro somma sempre pari ad 1. Ciò dipende dal diverso rapporto che, istante per istante, può sussistere tra i volumi di precipitazione che alimentano rispettivamente il deflusso superficiale e quello profondo.

Questo tipo di schematizzazione, suggerito anche da LOMBARDO (1972), può trovare una conveniente applicazione nelle situazioni in cui il contributo dei deflussi profondi alla formazione del colmo della piena non è trascurabile rispetto al deflusso superficiale, come nel caso ricordato del T. Cellina. Per questo corso d'acqua, in condizioni di piena, mentre le portate totali al colmo possono assumere valori dell'ordine di 2000 m<sup>3</sup>/s, quelle relative al solo deflusso profondo possono essere dell'ordine di 400-500 m<sup>3</sup>/s (Fig. 8). L'aggiunta di una seconda cascata di serbatoi per simulare il deflusso profondo consente in particolare di riprodurre con una migliore attendibilità sia le fasi di esaurimento delle piene, sia gli eventi caratterizzati da una successione di più picchi ravvicinati (Fig. 9), senza perdere del tutto il pregio della semplicità del modello originale proposto dal NASH.

C.2.7—A conclusione di questo breve e necessariamente incompleto esame, non pare superfluo ricordare che tutti i modelli citati soffrono di un'indeterminazione legata alla corretta definizione della pioggia efficace. Questo problema assume rilevante importanza soprattutto nell'utilizzazione dei modelli in fase di previsione, in quanto, come è intuitivo, la forma di un'onda di



Figg. 8 e 9 — Torrente Cellina a Barcis: confronto tra gli andamenti registrati per le piene del novembre 1966 e settembre 1965 e quelli calcolati con un modello costituito da due sistemi di invasi in parallelo (D'Alpaos, 1974).

piena è fortemente condizionata dalla valutazione corretta del volume di pioggia trasformato in deflusso. Sicchè spesso l'insufficienza di un modello nel descrivere taluni eventi di piena non è tanto dovuta ad una inadeguatezza intrinseca del modello stesso, ossia alla struttura assegnata o prescelta per gli elementi concettuali che lo compongono, quanto piuttosto ad una carente rappresentazione di quei fenomeni per cui uno stesso afflusso meteorico totale è trasformato in un diverso afflusso meteorico efficace, a seconda delle variare e sempre diverse condizioni iniziali del bacino idrografico del quale si pretende di simulare il comportamento idrologico.

### C.3 - EFFETTI DI NON LINEARITA' E DI VARIANZA NEI MODELLI CONCETTUALI

Nella maggior parte degli schemi che descrivono i processi di trasformazione afflussi-deflussi, si assume che linearità ed invarianza nel tempo siano in grado di descrivere con sufficiente approssimazione il comportamento idrologico di un bacino idrografico. Molto spesso si verificano, tuttavia, eventi di una certa complessità o con elevato tempo di ritorno (che sono poi quelli di maggior interesse pratico) i quali mettono in evidenza l'insufficienza di queste ipotesi. La necessità di considerare gli aspetti di non linearità o di varianza, che possono caratterizzare le situazioni di piena, ha portato a sviluppare tecniche diverse, mediante le quali valutare gli effetti connessi con questi fenomeni.

Trattando dei modelli concettuali, due sono sostanzialmente gli indirizzi generali lungo i quali ci si è mossi per raggiungere questo obiettivo.

C.3.1—Il primo comprende le soluzioni volte a modificare la struttura del modello concettuale mediante l'introduzione, nella trasformazione afflussi-deflussi, di operatori non lineari in sostituzione degli operatori lineari.

Molto semplicemente, ad esempio, un modello di questo tipo si ottiene, assumendo nello schema di NASH una relazione non lineare tra il volume invaso  $V$  e la portata  $Q$  fluente dal generico serbatoio, come quella già ricordata proposta da PRASAD:

$$(21) \quad V = k_1 Q^m + k_2 \frac{dQ}{dt} .$$

Dal punto di vista fisico l'introduzione di questa relazione implica una modificazione dei legami tra il volume accumulato nel sistema e la portata  $Q$  scaricata, come è sinteticamente illustrato in Fig. 10.

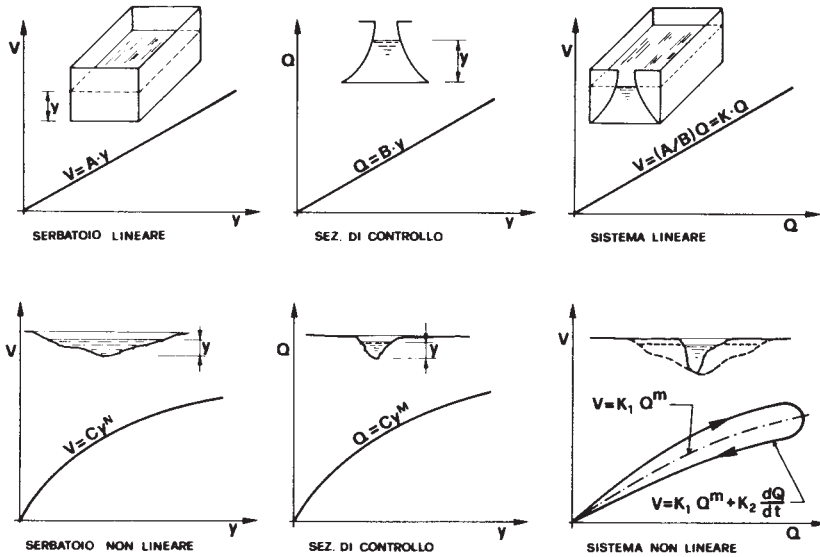


Fig. 10 — Rappresentazione schematica degli effetti di non linearità della relazione volumi-portate scaricate in un bacino la cui risposta è simulata con un unico invaso.

In particolare la non linearità dei legami tra il volume ed il battente  $y$  nel serbatoio:

$$(22) \quad V = C \cdot y^N ,$$

e tra la portata ed il battente stesso:

$$(23) \quad Q = C' \cdot y^M ,$$

dalle quali risulta:

$$(24) \quad V = \frac{C}{C'^{N/M}} Q^{N/M} = k_1 Q^m ,$$

associata alla presenza del termine aggiuntivo  $k_2 \frac{dQ}{dt}$ , che toglie univocità alla relazione tra livelli (volumi) e portate, comporta la formazione in

corrispondenza all'uscita del modello di una scala dei deflussi a coppia, come è tipico delle sezioni di tutti i corsi d'acqua in condizioni di piena.

L'ipotesi introdotta da PRASAD, che per  $m = 1$  si è visto porta ad una relazione integrabile analiticamente (DA DEPPO, DATEI e RINALDO, 1980), nel caso più generale conduce, per il generico serbatoio  $i$  di una cascata di invasi, all'espressione differenziale:

$$(25) \quad k_2 \frac{d^2 Q_i}{dt^2} + k_1 m Q_i^{m-1} \cdot \frac{dQ_i}{dt} + Q_i = Q_{i-1},$$

la quale può essere integrata solo con un procedimento numerico, assumendo per le condizioni al contorno, a monte del primo serbatoio, quelle fornite dalla distribuzione temporale dei volumi di pioggia efficace, e per gli altri serbatoi disposti in cascata quelle deducibili dalla soluzione ripetuta della (25) stessa.

Uno schema stabile di discretizzazione della (25), nell'ipotesi di assumere una variazione lineare della derivata seconda e della derivata prima di  $Q$ , è fornito dalla relazione:

$$(26) \quad Q_i^t = Q_i + \dot{Q}_i \Delta t + \ddot{Q}_i \frac{\Delta t^2}{3} + \ddot{Q}_i^t \frac{\Delta t^2}{6},$$

nella quale:

$$\ddot{Q}_i = \frac{d^2 Q_i}{dt^2}, \quad \dot{Q}_i = \frac{dQ_i}{dt},$$

$\Delta t$  è il passo di integrazione temporale e l'apice  $t$  è riferito alle grandezze incognite, essendo:

$$(27) \quad \ddot{Q}_i = \frac{Q_{i-1} - k_1 m Q_i^{m-1} \dot{Q}_i - Q_i}{k_2},$$

$$(28) \quad \dot{Q}_i^t = \dot{Q}_i + (\ddot{Q}_i + \ddot{Q}_i^t) \frac{\Delta t}{2}.$$

La risoluzione di questo sistema di tre equazioni, che può essere agevolmente ottenuta con un procedimento iterativo, consente di evidenziare gli effetti dei tre parametri  $k_1$ ,  $k_2$  e  $m$  che controllano la risposta del sistema ed in particolare l'influenza di ciascuno di essi.

Nel caso in cui il bacino sia simulato da un solo serbatoio, come nel modello proposto da PRASAD (1967), si può osservare ad esempio che un picco di portata, generato da un impulso di precipitazione, a parità di altre condizioni è progressivamente attenuato sia al crescere dei valori di  $k_1$  e  $k_2$ , sia al diminuire del valore di  $m$  (Fig. 11).

Il tempo di risposta del sistema, invece, si modifica sensibilmente solo al crescere dei valori assunti dalla costante  $k_2$ , mentre è poco sensibile ad una variazione, entro ampi margini, dei valori assunti dagli altri due parametri del modello.

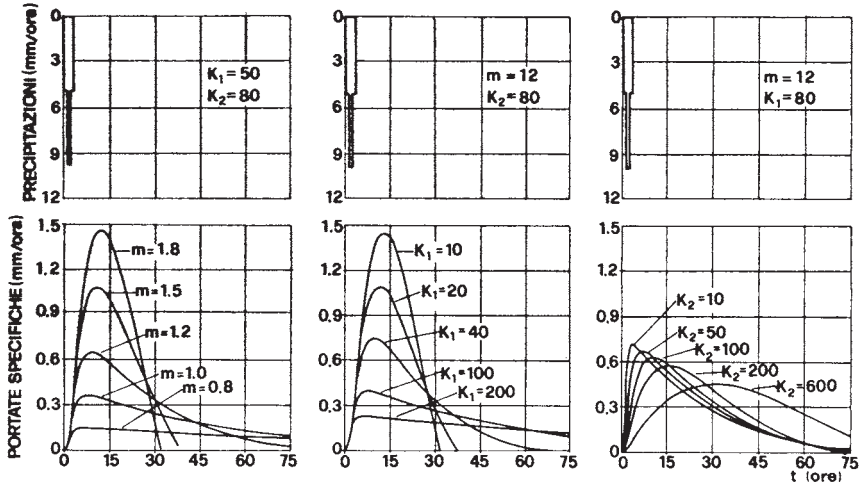


Fig. 11 — Effetti di una variazione dei parametri ( $k_1, k_2, m$ ) in un modello non lineare (Prasad, 1967).

C.3.2—Un diverso modo per considerare gli effetti di non linearità e di varianza, sempre modificando gli operatori, è quella di adottare nei modelli concettuali una funzione di trasferimento lineare, ma a parametri variabili nel tempo con le condizioni istantanee del bacino. Ciò equivale a considerare durante l'evolversi della piena due distinte scale dei tempi: la prima, di risposta all'impulso istantaneo, nella quale sono costanti i valori dei parametri del modello; la seconda, legata al tempo storico di evoluzione del fenomeno, dalla quale dipendono i valori via via assunti dai parametri stessi.

Nei più semplici tra questi modelli si adotta un operatore lineare, come quello introdotto da NASH, facendo variare il tempo di ritardo del sistema, ossia il tempo che intercorre tra il baricentro dell'impulso di precipitazione ed il baricentro della risposta.

Si tratta di un'ipotesi che sembra suffragata dall'analisi sperimentale: MINSHALL (1960), infatti, ha evidenziato, per alcuni piccoli bacini, una forte dipendenza del tempo di ritardo dall'intensità della pioggia efficace, mentre secondo RASTOGI e JONES (1969) tale tempo assume valori via via decrescenti al crescere, sia dell'intensità della pioggia efficace, sia della durata dell'evento.

La variabilità di questo parametro, secondo LAURSEN (1964), può essere introdotta correlando il tempo di ritardo ( $t_r$ )<sub>s</sub> del deflusso superficiale alla portata media fluente  $Q_m$  con una legge del tipo:

$$(29) \quad (t_r)_s = a Q_m^b,$$

essendo  $a$  e  $b$  due costanti da determinare sperimentalmente. Un'espressione analoga è stata proposta da ASKEW (1970), introducendo peraltro nella (29) non la portata media ma una portata opportunamente pesata. I valori negativi

determinati sperimentalmente da questo autore per l'esponente  $b$ , analizzando il comportamento di cinque piccoli bacini, confermano l'ipotesi di una diminuzione del tempo di ritardo al crescere dell'importanza dell'evento pluviometrico.

A queste osservazioni si ispira sostanzialmente il modello concettuale proposto da REED, JOHNSON e FIRTH (1975), costituito da una cascata di serbatoi lineari nel quale però il tempo di ritardo:

$$(30) \quad (t_r)_s = nk$$

varia secondo una relazione del tipo:

$$(31) \quad t_r = a V_r^b,$$

essendo:

$$(32) \quad V_r = \frac{1}{2} \left[ \int_{(i-1)\Delta t}^{\infty} Q_{i-1}(t) dt + \int_{i\Delta t}^{\infty} Q_i(t) dt \right]$$

il valor medio del volume accumulato nel generico intervallo di tempo  $\Delta t$  utilizzato per discretizzare la distribuzione delle precipitazioni (Fig. 12).

Si ottiene in tal modo un modello a tre parametri  $a$ ,  $b$  e  $n$  che permette di simulare i deflussi di piena con una maggior rispondenza rispetto alla realtà di quanto non consenta un modello lineare a parametri  $n$  e  $k$  costanti (Fig. 13).

**C.3.3**— Rispetto a quelli esaminati, un approccio del tutto diverso per considerare gli effetti di non linearità è invece quello di introdurre tali effetti nella determinazione degli afflussi efficaci, ossia nell'operatore mediante il quale la precipitazione totale è trasformata nella precipitazione che genera il deflusso. Questo criterio che porta ad individuare, per una assegnata sequenza di precipitazioni, i valori istantanei del coefficiente di deflusso, è di immediato significato fisico e molto spesso consente di ottenere risultati soddisfacenti anche con i più schematici tra i modelli concettuali disponibili.

Un recente tentativo in questa direzione è stato condotto utilizzando i dati raccolti in un piccolo bacino sperimentale, il torrente Valda, nell'ambito delle ricerche finanziate dal sottoprogetto Dinamica Fluviale (D'ALPAOS e RINALDO, 1980). Queste ricerche hanno messo in evidenza la possibilità di esprimere, con errori percentuali contenuti, i valori dei coefficienti di deflusso superficiale  $C_S$  e totale  $C_T$  con leggi del tipo:

$$(33) \quad C_S = 1 - e^{-(\alpha_1 h_1 + \beta_1 h + \gamma_1 T_p)};$$

$$C_T = 1 - e^{-(\alpha_2 h_1 + \beta_2 h + \gamma_2 T_p)}.$$

Nelle (33) compaiono parametri di facile acquisizione, quali la precipitazione  $h_1$  caduta in un periodo di tempo significativo antecedentemente allo

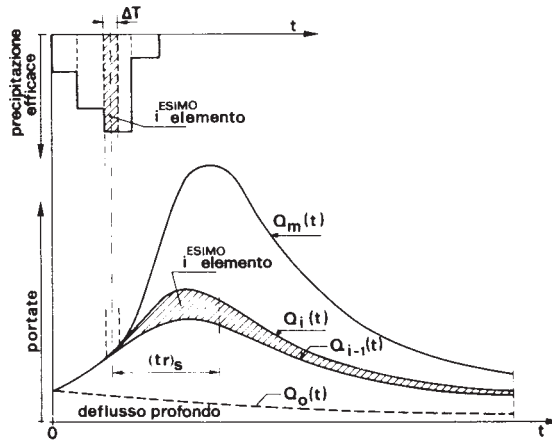


Fig. 12 — Modello con tempo di ritardo  $(t_r)_s$  variabile con la durata della precipitazione.

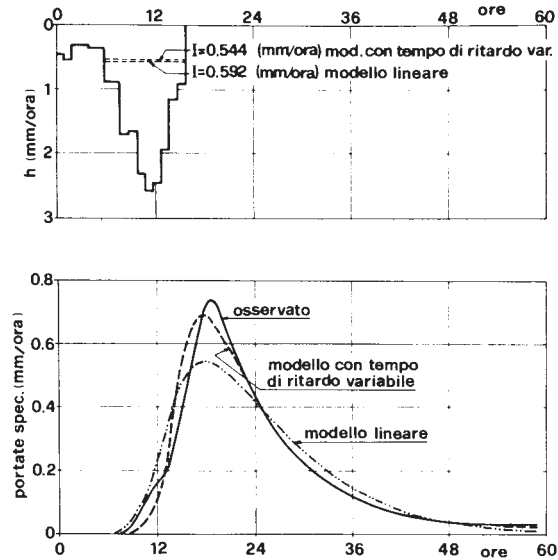


Fig. 13 — Confronto tra gli andamenti osservati per una piena significativa e quelli calcolati mediante un modello lineare e un modello con tempo di ritardo variabile (Reed et al., 1975).



evento considerato (24 ore nel caso del T. Valda), la pioggia  $h$  che genera la piena e la sua durata  $T_p$ .

Si tratta di leggi empiriche, che soddisfano le condizioni estreme presenti nel bacino per valori nulli o molto grandi dell'esponente, nelle quali le costanti  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  devono essere determinate sperimentalmente mediante una analisi di correlazione multipla delle registrazioni pluviometriche e di portata disponibili. Il metodo, pertanto, trova una soddisfacente applicazione solamente se si conosce il comportamento del bacino per un adeguato numero di eventi, affinché si possano considerare significativi i valori determinati per le costanti suddette.

Nel caso del torrente Valda, ad esempio, l'andamento delle (33) calcolato sulla base dei dati relativi ad una ventina di piene è illustrato nella Fig. 14, che evidenzia l'esistenza di un valore di soglia per il deflusso superficiale, per cui non si ha scorrimento d'acqua in superficie per piogge di breve durata o di modesta entità.

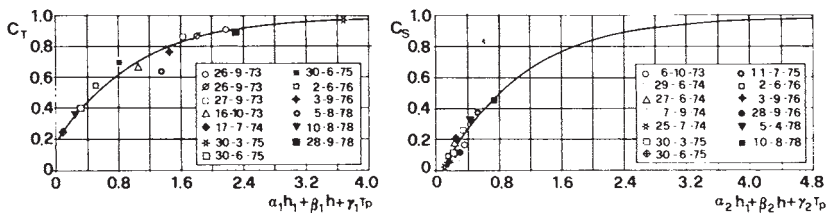


Fig. 14 — Torrente Valda: coefficienti di deflusso totale  $C_T$  e superficiale  $C_S$  valutati sulla base delle osservazioni registrate (D'Alpaos, Rinaldo, 1980).

La validità del criterio proposto sembra confermata dai risultati ottenuti nella previsione di alcuni eventi di piena, determinando tramite le (33) i valori delle precipitazioni efficaci e rappresentando il comportamento del bacino con due cascate di serbatoi lineari disposti in parallelo, che simulano la risposta del sistema nei riguardi rispettivamente dei deflussi superficiali e profondi. Gli scostamenti tra i valori previsti e calcolati con il modello e quelli misurati sono ampiamente compresi nei limiti di confidenza che ci si può attendere nell'utilizzazione di questi metodi (Figg. 15, 16).

Un indirizzo analogo, diretto non tanto a modificare la struttura del modello di simulazione quanto ad individuare con buona precisione quali frazioni dell'afflusso meteorico alimentano rispettivamente il deflusso superficiale e quello profondo, è stato sviluppato anche da DISKIN (1978) per lo studio delle piene di un bacino di circa 1500 km<sup>2</sup>.

Qui si assume per il coefficiente di deflusso totale  $C_T$  un'espressione del tipo:

$$(34) \quad C_T = 0.5 + 0.5 \sin [\pi(X - 0.5)]^B \quad 0 \leq X \leq 1,$$

essendo  $B$  un parametro di forma caratteristico del bacino e  $X = \frac{S_M}{S_A}$  un coefficiente che tiene conto del grado di saturazione dello strato di terreno su

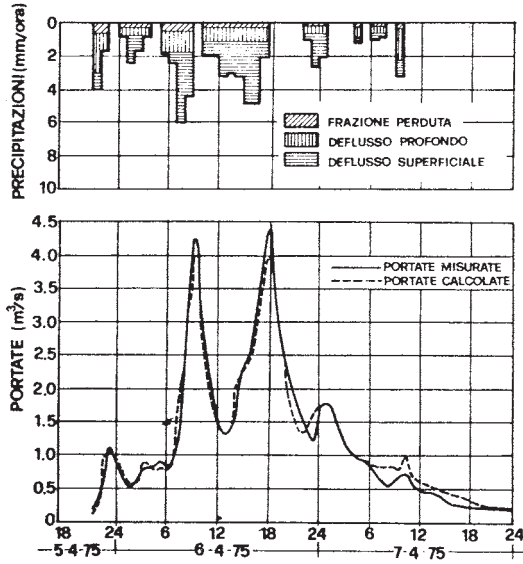


Fig. 15 — Torrente Valda: confronto tra le portate di piena misurate e quelle calcolate sulla base dei valori del coefficiente di deflusso forniti dalle (33) (D'Alpaos, Rinaldo, 1981).

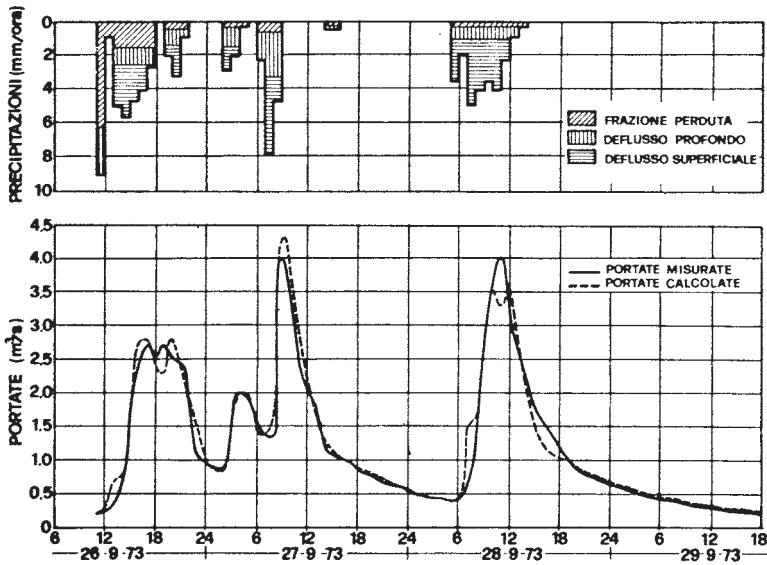


Fig. 16 — Torrente Valda: confronto tra le portate di piena misurate e quelle calcolate utilizzando per il coefficiente di deflusso i valori forniti dalle (33) (D'Alpaos, Rinaldo, 1981).

perficiale, che è espresso dal rapporto tra il contenuto attuale di umidità del suolo  $S_M$  ed il limite superiore  $S_A$  di questo valore, il quale costituisce un parametro del modello.

Per il tempo generico  $(t + \Delta t)$  il contenuto attuale di umidità del suolo e conseguentemente il rapporto  $X$  ed il coefficiente  $\beta$  variano nel tempo in funzione delle condizioni antecedenti secondo la relazione:

$$(35) \quad S_M(t + \Delta t) = S_M(t) + (1 - \beta(t)) p(t) - p_E \Delta t,$$

nella quale  $p_E$  è un parametro che rappresenta la frazione di umidità dello strato di terreno superficiale perduta principalmente per evapotraspirazione.

Per il coefficiente di deflusso superficiale  $C_S$  è proposta invece una relazione del tipo:

$$C_S = C_T - C_p,$$

essendo:

$$C_p = \frac{F_A}{C_T} \left[ 0.1 + 0.9 (1 - e^{-C_T \cdot p / F_E}) \right] \quad \text{se } C_p \leq C_T;$$

(36)

$$C_S = 0 \quad \text{se } C_p > C_T;$$

nella quale il parametro  $F_A$  indica la capacità massima di infiltrazione del terreno e  $F_E$  è un parametro di forma, caratteristico del bacino (Fig. 17).

È superfluo rilevare che anche per la stima dei parametri che compaiono nelle relazioni (34), (35) e (36) è necessario disporre di un numero consistente di osservazioni sperimentali affinché i valori calcolati per i parametri stessi abbiano una fondata validità.

**C.3.4**—Quando il contributo del deflusso superficiale alle portate di piena è nettamente prevalente nella formazione della piena stessa, per valutare le precipitazioni efficaci si può far riferimento a schemi diversi da quelli sopracitati ma sempre di tipo empirico (RUBIN, 1966; HORTON, 1975; PAPADAKIS e PREUL, 1973), oppure a schemi che nei riguardi del fenomeno di in-

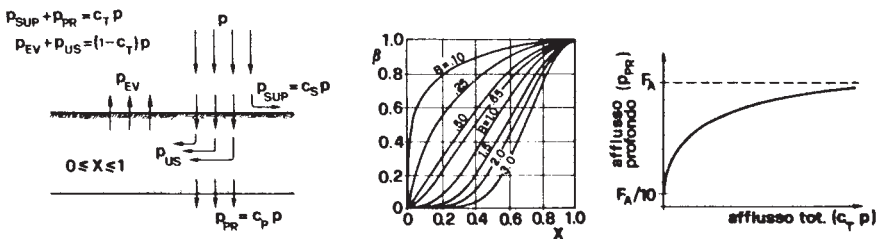


Fig. 17 — Andamento dei parametri caratteristici del modello di infiltrazione proposto da Krzysztofowicz e Diskin (1978).

filtrazione si potrebbero definire concettuali. Con tali schemi si tenta, in fatti, di definire un comportamento medio del bacino per quanto attiene alla evoluzione nel tempo delle piogge assorbite dal terreno, sulla base di ipotesi che dal punto di vista fisico sono necessariamente di larga approssimazione, data la difficoltà di descrivere i complessi fenomeni che realmente si verificano negli strati del terreno interessati dall'infiltrazione d'acqua.

Di questo tipo è il criterio suggerito in un'applicazione allo studio delle piene del Torrente Posina (DA DEPPO, 1975) nel quale si assume come rappresentativo dello stato iniziale di saturazione del terreno il valore della portata  $Q_0$  fluente lungo l'asta prima della piena (Fig. 18). La portata in alveo risulta correlata all'intensità media  $\bar{p}$  della precipitazione assorbita, la cui distribuzione  $p(t)$  nel tempo è valutata sulla base della schematizzazione che si può assumere per descrivere l'assorbimento d'acqua in un terreno omogeneo (Fig. 18):

$$\begin{aligned} \bar{p} &= \frac{k}{2} (1 + A) \quad ; \\ (37) \quad p &= \frac{k}{2} (1 + A) - \frac{2my}{t.A} \quad , \end{aligned}$$

essendo  $A = \sqrt{1 + 8my/t}$ ,  $m$  la porosità,  $y$  la somma del carico d'acqua e della risalita capillare e  $k$  il coefficiente di filtrazione.

Lo schema proposto, di semplice utilizzazione, non trova peraltro possibilità di applicazione generale. Esso non si presta infatti ad individuare le precipitazioni efficaci nel caso di piene con picchi ripetuti, per le quali il valore della portata fluente  $Q_0$  all'inizio del singolo picco non è sicuramente sufficiente a rappresentare da solo lo stato di saturazione del terreno, e quindi la sua attitudine ad assorbire gli afflussi meteorici.

Maggiori possibilità di applicazione sembra trovare, a questo riguardo, il modello concettuale recentemente proposto da BARTOLINI e SILVA (1980) per determinare la precipitazione efficace che alimenta il deflusso superficiale. Lo schema da essi adottato si basa sulla risoluzione numerica delle equazioni che governano il moto unidirezionale nei terreni non saturi con particolari condizioni al contorno ed è stato applicato con risultati soddisfacenti nella simulazione delle piene di due bacini liguri.

Queste indagini, seppure limitate, sembrano evidenziare una buona concordanza tra i valori di taratura di alcuni parametri del modello di infiltrazione e quelli che ad essi si sarebbero potuti attribuire a priori sulla base della natura dei terreni costituenti i versanti dei bacini idrografici. Se confermato per altri casi, si tratta di un risultato di un certo interesse in quanto consentirebbe di utilizzare proficuamente la schematizzazione proposta anche in situazioni per le quali non fossero disponibili elementi sperimentali di confronto.

#### C.4 - OSSERVAZIONI SULLA STIMA DEI PARAMETRI E SULLA SCELTA DEL MODELLO.

Uno dei problemi con i quali ci si scontra nell'utilizzazione pratica dei modelli concettuali di simulazione delle piene è quello della stima dei

parametri dai quali dipende la forma dell'idrogramma sintetico. I criteri ai quali ci si può riferire a questo scopo possono essere diversi, come è ben evidenziato in un recente lavoro di carattere generale di BITTANTI (1981) o da DOOGE (1974) e da NATALE e TODINI (1974) per modelli che più strettamente riguardano l'idrologia. Senza entrare nel merito di questi metodi, del resto ampiamente illustrati nei lavori citati, ci si limita a formulare in breve alcune considerazioni relativamente a questo problema.

Non avendo gli operatori dei modelli concettuali considerati un preciso significato fisico direttamente correlabile alle reali caratteristiche del bacino idrografico di cui simulano la risposta, non v'è dubbio che per una stima significativa dei loro parametri sarebbe conveniente disporre di più serie storiche di impulsi e delle relative risposte. I valori così stimati per i parametri non potrebbero a rigore essere assunti alla base di un calcolo di previsione, se non per eventi nei quali siano ripetute nei loro caratteri essenziali le condizioni relative alle serie storiche utilizzate per la stima. Tale circostanza deve essere attentamente considerata quando si voglia giudicare dell'attendibilità dei risultati ottenuti per eventi, quali quelli estremi, che sono quasi sempre quelli che più interessano l'ingegnere in queste indagini e per i quali quasi mai si possiedono registrazioni.

Uno dei criteri maggiormente utilizzati per la stima dei parametri fa riferimento al cosiddetto metodo dei momenti (NASH, 1960; DOOGE, 1974), il quale sembra perdere, tuttavia, parte della sua efficacia, se le serie storiche disponibili per le precipitazioni non sono in adeguati rapporti con il tempo di concentrazione del bacino.

Grazie agli strumenti di calcolo oggi disponibili, molto più agevole, sotto questo aspetto, può essere una stima condotta ricercando il minimo valore di una funzione, nella quale le variabili siano i parametri stessi da identificare. Tale funzione potrebbe essere, ad esempio, la somma dei quadrati degli scarti tra valori calcolati e valori sperimentali su tutto il periodo di osservazione, oppure una funzione che si rifà ad un criterio analitico di massima somiglianza (NATALE e TODINI, 1974).

L'impossibilità di disporre in molti casi di un numero sufficiente di serie storiche registrate, ha portato a sviluppare dei criteri per tentare di collegare direttamente i valori dei parametri dei modelli ad indici legati all'utilizzazione del suolo e ad alcune caratteristiche morfometriche fondamentali del bacino come l'area, l'estensione della rete idrografica, la pendenza dei versanti, la forma (WU, 1963; GRAY, 1962).

Se ciò fosse possibile, questi modelli concettuali diverrebbero deterministici in senso stretto, non essendo più necessario passare attraverso un'analisi di tipo stocastico nemmeno per la stima dei loro parametri.

In realtà si è ancora lontani dal raggiungere questo obiettivo, forse anche perchè le relazioni proposte, dedotte analizzando con i metodi della regressione multipla il comportamento di bacini con caratteristiche diverse, sembrano attribuire ai parametri morfometrici effetti che molto spesso non dipendono solamente da essi. Basti semplicemente pensare all'influenza sulle correlazioni tentate degli errori di misura delle portate e delle precipitazioni in bacini con strumentazione diversa e diversamente distribuita, fattori che non possono essere considerati utilizzando criteri di questo ti-

po. Conseguentemente i legami e le dipendenze determinate per i parametri mediante queste correlazioni non sono quasi mai generalizzabili od applicabili a bacini diversi da quelli considerati per la loro definizione, anche se questi bacini possono considerarsi simili dal punto di vista morfometrico.

Un'ultima osservazione è, infine, da formulare nel riguardo del numero di parametri che ciascun modello contiene. All'aumentare del numero di parametri, un modello può simulare il comportamento passato di un bacino idrografico con maggiore accuratezza. La stessa accuratezza, peraltro, può non essere assicurata in fase di previsione, soprattutto quando i valori dei parametri non sono una caratteristica invariante del bacino. Solo un giusto compromesso tra le diverse esigenze della fase di simulazione e della fase di previsione può pertanto portare a risultati affidabili dal punto di vista dello ingegnere.

Quanto alla scelta del tipo di modello più conveniente da utilizzare nelle applicazioni pratiche essa è essenzialmente condizionata da due diversi aspetti: il primo riguarda l'estensione del bacino e le sue caratteristiche fisiche fondamentali, il secondo è strettamente legato alle finalità delle indagini.

L'estensione del bacino è sicuramente un elemento che può orientare la scelta verso un tipo di modello piuttosto che un altro, soprattutto perchè è indispensabile fornire una corretta rappresentazione spaziale delle piogge efficaci sul bacino. Non v'è dubbio, infatti, che talune insufficienze che si riscontrano nella simulazione con questi modelli delle situazioni di piena, immancabilmente imputate a fatti di non linearità e di varianza, molto spesso dipendono più semplicemente dall'ipotesi assunta nei riguardi della distribuzione spaziale delle precipitazioni, grossolanamente supposta uniforme.

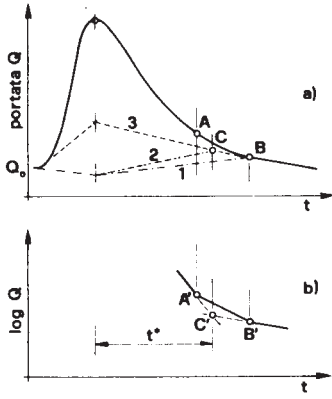
Per questo motivo, tra i modelli concettuali considerati, un modello semplice alla Nash si adatta meglio a rappresentare i fenomeni idrologici in un bacino di modesta estensione, piuttosto che in uno di grandi dimensioni.

In un bacino di grande estensione può invece essere meglio utilizzato un modello, come quelli proposti da DOOGE o da SINGH, la cui struttura consente di tener conto direttamente di una eventuale non uniforme distribuzione spaziale delle precipitazioni.

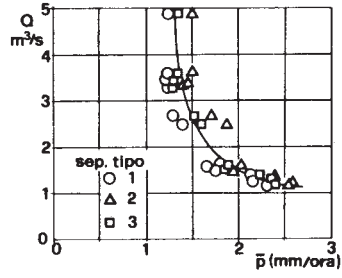
Per un modello alla Nash, tuttavia, questa limitazione è facilmente superabile, potendosi ad esempio ottenere, attraverso la suddivisione del bacino di grande estensione in una serie di sottobacini e l'introduzione di ritardi cinematici tra i nodi della rete idrografica simulata (Fig. 19), uno schema di fatto analogo a quello proposto da DOOGE, ma caratterizzato da un formalismo più facilmente abbordabile (D'ALPAOS, 1974).

In presenza di grandi opere artificiali o di particolari condizioni naturali, in cui sia di gran lunga prevalente l'effetto di invaso, anche un bacino molto esteso può essere schematizzato con i più semplici modelli concettuali indicati, senza ricorrere ad una descrizione a rete: in questi casi, infatti, non è tanto la distribuzione temporale e spaziale della pioggia, quanto il volume della precipitazione efficace a determinare la risposta del bacino stesso, che è assimilabile nel suo comportamento fisico ad un sistema fortemente smorzato.

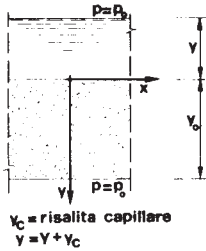
Per quanto riguarda, infine, gli effetti di non linearità, non considera



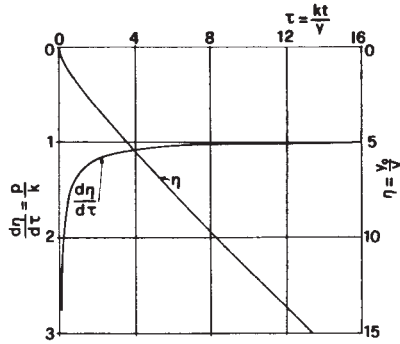
Tipi di separazione assunti per i deflussi d'origine superficiale e profonda.



Valore medio dell'intensità delle piogge infiltrate al variare della portata fluente in alveo all'inizio dell'evento.



Schema del campo di moto adottato per descrivere l'infiltrazione.



Rappresentazioni adimensionali dell'intensità media ed istantanea delle piogge registrate.

Fig. 18 — Criteri di separazione dei deflussi e parametri del modello di infiltrazione adottato per simulare le piene del Torrente Posina (Da Deppo, 1975).

ti da alcuni tra i modelli citati, questi non possono motivare l'esclusione degli uni rispetto agli altri, per sole considerazioni legate alla struttura del modello. L'esperienza mostra che anche con un semplice modello concettua

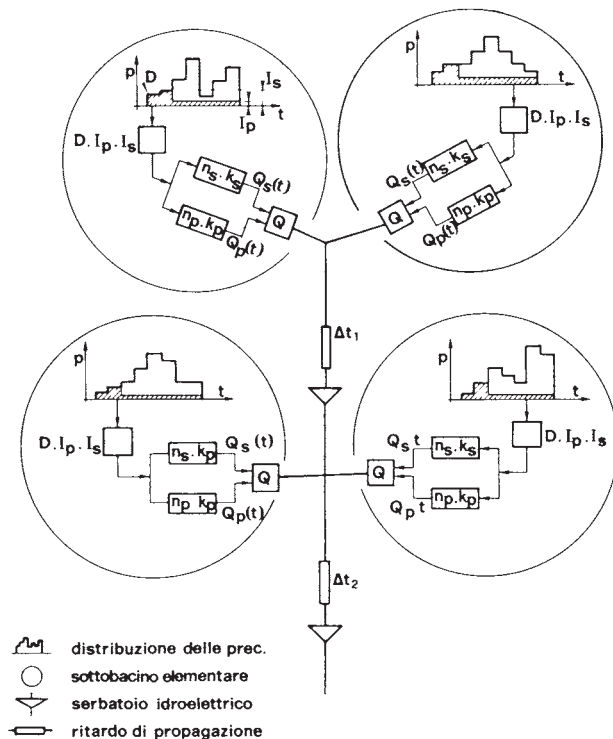


Fig. 19 — Rappresentazione schematica della rete idrografica di un grande bacino suddiviso mediante sottobacini simulati con due sistemi di invasi lineari disposti in parallelo (D'Alpaos, 1974).

le a struttura lineare possono essere attendibilmente riprodotti eventi di piena di una certa complessità, purchè siano, istante per istante, correttamente definiti i valori della precipitazione efficace (REED et al., 1975; D'ALPAOS e RINALDO, 1980).

Non è perciò tanto nella ricerca di modelli sempre più sofisticati, spesso non chiaramente ancorati all'aspetto fisico dei fenomeni esaminati, che si ritiene debba muoversi l'idrologo applicato per simulare o prevedere gli eventi di piena partendo dalle piogge, quanto piuttosto nella ricerca di una migliore comprensione dei processi che trasformano le precipitazioni misurate in afflussi efficaci.



BIBLIOGRAFIA ESSENZIALE

- ASKEW, A.J. (1970): "Derivation of formulae for variable lag time". Journ. Hydrology, No. 10.
- BARTOLINI, P; SILVA, P.(1980): "Gestione di piccoli bacini: proposta di un modello concettuale per la determinazione della pioggia efficace". L'Energia Elettrica, Vol. LVII, n. 10.
- BITTANTI, S. (1981): "Identificazione parametrica". Clup, Milano.
- CLARK, R.T. (1973): "A review of some mathematical models used in hydrology, with observations of their calibration and use". Journal of Hydrology, No. 19.
- DA DEPPO, L. (1975): "Sull'influenza dello stato iniziale del terreno sulla formazione delle piene". Atti del Convegno 'Misure idrologiche ed idrauliche nel terreno agrario e forestale', Milano.
- DA DEPPO, L.; DATEI, C.; RINALDO, A. (1980): "Processi di trasformazione af flussi-deflussi secondo un modello alla Nash generalizzato". Proceedings of the Seminar 'Eventi idrologici estremi: Piene e siccità', Erice (Trapani), 22-25 marzo.
- D'ALPAOS, L. (1974): "Studio idrologico sulla formazione e propagazione delle piene nel sistema fluviale Cellina-Meduna-Livenza". Sta in 'Studio preliminare degli invasi nel bacino del fiume Livenza', Ministero Agricoltura e Foreste, C.N.I.A., Roma.
- D'ALPAOS, L.; RINALDO, A. (1980): "Un criterio per la stima degli effetti di non linearità e di varianza in un modello di generazione delle piene". L'Energia Elettrica, Vol. LVII, n. 4.
- DATEI, C. (1976): "Reti a pressione ed a superficie libera: problemi idraulici e costruttivi". XV Congresso di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Roma.
- DISKIN, M.H. (1964): "A basic study of the linearity of the rainfall-runoff process in watersheds". Ph. D. Thesis, University of Illinois, Urbana, Illinois.
- DOOGE, J.C.I. (1959): "A general theory of the unit hydrograph". Journ. Geophys. Res., 64(27).
- DOOGE, J.C.I. (1974): "Problems and Methods of Rainfall-Runoff Modelling". Workshop on Mathematical Models for Surface Water Hydrology, Pisa.
- EDSON, C.G. (1951): "Parameters for relating unit hydrographs to watershed characteristics". Amer. Geophys. Union Trans., 32(4).
- GRAY, D.M. (1962): "Derivation of hydrographs for small watersheds from measurable physical characteristics". Iowa State University, Expt. Sta. Res. Bul. 506.
- HORTON, R.E. (1975): riportato in LINSLEY, R.K. e KOHLER, M.A.: "Hydrology for Eng.", McGraw Hill.

- KRZYSZTOFOWICZ, R.; DISKIN, M.H. (1978): "A moisture-accounting watershed model for single-storm events based on time-area concept". Journ. of Hydrology, No. 37.
- KULANDAISWAMY, V.C. (1964): "A basic study of the rainfall excess-surface runoff relationship in a basin system". Ph. D. Thesis, University of Illinois, Urbana, Illinois.
- LAURENSEN, E.M. (1964): "A catchment storage model for runoff routing". Journ. of Hydrology, No. 2.
- LOMBARDO, G. (1972): "Teoria di un modello semideterministico ridotto per lo studio delle piene nei bacini elementari di monte". L'Energia Elettrica, Vol. XLIX, n. 10.
- MINSHALL, N.E. (1960): "Predicting storm runoff on small experimental watersheds". Proc. Am. Soc. Civ. Eng., Journ. Hydraul. Div., 86(HY8).
- NASH, J.E. (1959): "Systematic Determination of Unit Hydrograph Parameters". Journ. Geophys. Res., 64(1).
- NATALE, L.; TODINI, E. (1974): "A constrained parameter estimation technique for linear models in Hydrology". Workshop on Mathematical Models in Hydrology, Pisa.
- PAPADAKIS, C.N.; PREUL, H.C. (1973): "Infiltration and Antecedent Precipitation". Proc. ASCE, No. HY8.
- PRASAD, R. (1967): "A nonlinear hydraulic system response model". ASCE, Journ. Hydr. Div., No. HY4.
- RASTOGI, R.A.; JONES, B.A. (1969): "Simulation and hydrologic response of a drainage net of a small agricultural drainage basin". Trans. Am. Soc. Agric. Eng., No. 12.
- REED, D.W.; JOHNSON, P.; FIRTH, J.M. (1975): "A nonlinear rainfall-runoff model providing for variable lagtime". Journal of Hydrology, No. 25.
- RUBIN, J. (1966): "Theory of rainfall uptake by soils initially drier than their field capacity and its application". Water Resources Research, vol. II, No. 4.
- SINGH, K.P. (1964): "Nonlinear instantaneous unit-hydrograph theory". Proc. ASCE, Journ. Hydr. Div., No. HY2.
- WU, I.P. (1963): "Design Hydrograph for Small Watersheds in Indiana". Proc. ASCE, Journ. Hydr. Div., No. HY6, Vol. 89.
- ZOCH, R.T. (1934-36-37): "On the relation between rainfall and streamflow". U.S. Department of Commerce, Monthly Weather Review, Part I, Vol. 62, Part II, Vol. 64, Part III, Vol. 65.

# MODELLI STOCASTICI DI TRASFORMAZIONE AFFLUSSI - DEFLUSSI

Lucio UBERTINI

Direttore Istituto di Ricerca per la Protezione Idrogeologica  
nell'Italia Centrale, Perugia

Istituto di Idraulica Agraria dell'Università degli Studi di Perugia

## Indice

D.1 - Introduzione . . . . .	pag. D.2
D.2 - Modelli lineari . . . . .	pag. D.5
D.3 - Modelli non lineari . . . . .	pag. D.15
D.4 - Ricerche nell'ambito del P.F. "Conservazione del Suolo", sub progetto "Dinamica Fluviale" . . . . .	pag. D.19
D.5 - Conclusioni . . . . .	pag. D.31
Lista dei simboli . . . . .	pag. D.32
Bibliografia . . . . .	pag. D.34

## Index

D.1 - Introduction . . . . .	page D.2
D.2 - Linear Models . . . . .	page D.5
D.3 - Nonlinear Models . . . . .	page D.15
D.4 - Researches of "Soil Conservation" finalized project, "Fluvial Dynamics" subproject . . . . .	page D.19
D.5 - Conclusions . . . . .	page D.31
Notations . . . . .	page D.32
References . . . . .	page D.34

D.1 - INTRODUZIONE

Lo studio della trasformazione afflussi-deflussi per la simulazione, previsione e preannuncio delle piene si è notevolmente sviluppato negli ultimi anni grazie all'applicazione delle tecniche di analisi dei processi stocastici.

La trasformazione afflussi-deflussi è un fenomeno deterministico-stocastico non lineare, dipendente dal tempo, a variabili distribuite in probabilità e nello spazio. Tener conto però, in un modello matematico, di tutte le suddette realtà è alquanto arduo: si ricorre allora a formulazioni basate su ipotesi di linearità, costanza nel tempo, parametri concentrati, che vengono qualche volta integrate con tecniche che introducono aspetti fisici del fenomeno tradotti in artifici matematici.

Fondamentali contributi di sintesi critica dei diversi metodi di indagine delle relazioni afflussi-deflussi sono stati apportati, tra gli altri, da DOOGE (1957, 1959, 1973) per la modellistica lineare, AMOROCHO (1973) per quella non lineare, NATALE (1972) per la modellistica idrologica connessa alla teoria dei sistemi, FLEMING (1975) per la modellistica concettuale, CLARKE (1973) per il confronto tra approccio concettuale ed empirico, deter-

ministico e stocastico, etc. (figg. D.1, D.2). Inoltre particolare interesse operativo è stato raggiunto dal progetto della World Meteorological Organization (W.M.O., 1975) sul confronto tra modelli concettuali di previsione e dal workshop organizzato dall'Istituto di Idrologia di Wallingford (O'CONNELL, 1980)

	Continuum Mechanics	Conceptual Models	Black-Box
Linear Time-invariant			
Non-linear Time-invariant			
Linear Time-variant			
Non-linear Time-variant			

Fig. D.1 - Modelli di processi idrologici (da CIRIANI et al., 1977, p.74)

sul preannuncio e controllo delle portate effettuato con differenti modelli concettuali e stocastici. Per una più approfondita analisi bibliografica si rimanda ai testi suddetti.

Uno schema dei diversi tipi di modello riteniamo possa rappresentarsi con la suddivisione riportata in fig. D.3; alla base di tale classificazione viene posto il criterio preliminare che suddivide questi in due gruppi: concettuali ed empirici (o a scatola chiusa).

In generale il comportamento del sistema "bacino idrografico" si può

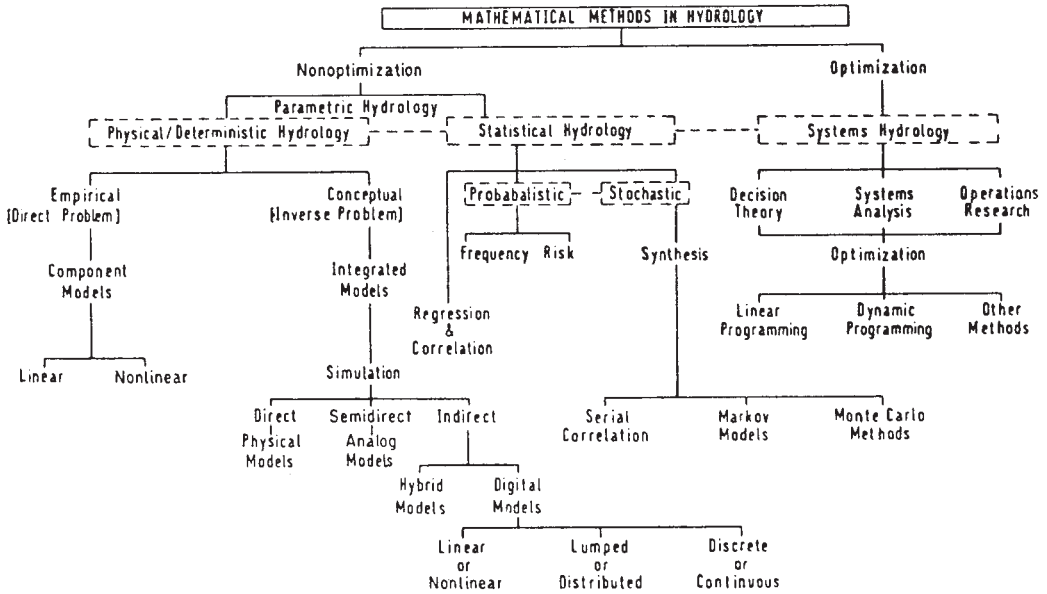


Fig. D.2 - Metodi matematici in idrologia (da FLEMING, 1975, p.26)

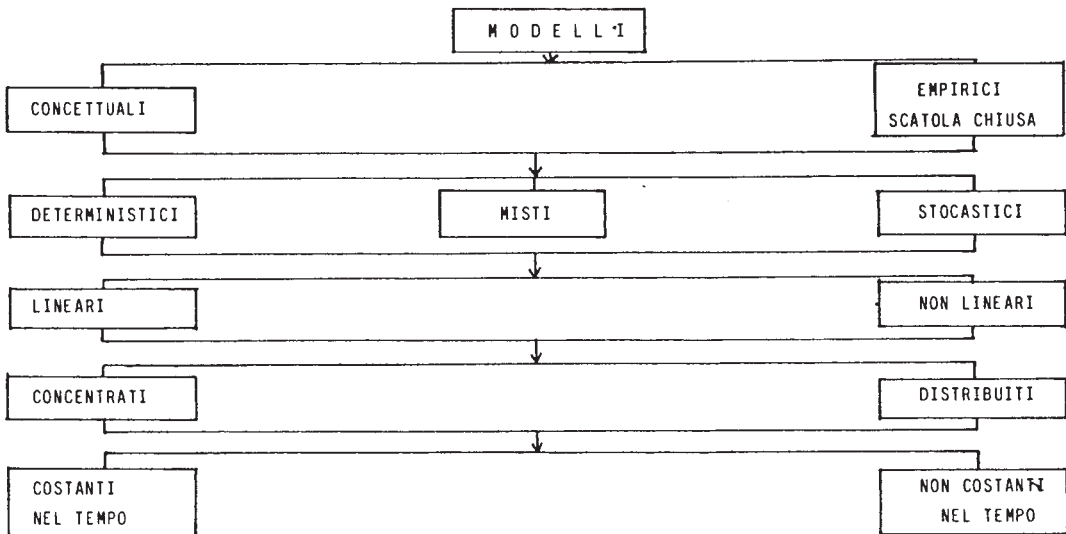


Fig. D.3 - Classi di modelli

rappresentare con un'equazione comprendente variabili e parametri. Denotando con  $p(t)$  l'ingresso (afflussi) e con  $q(t)$  l'uscita (deflussi) del sistema, la relazione funzionale per rappresentare un modello si può scrivere:

$$(D.1) \quad F \left[ p(t), q(t), \frac{\partial p}{\partial t}, \frac{\partial q}{\partial t}, \frac{\partial^2 p}{\partial t^2}, \frac{\partial^2 q}{\partial t^2}, \dots, \theta_1, \theta_2, \dots \right] = 0 \quad ,$$

ove  $\theta_1, \theta_2, \dots$ , sono i parametri che possono essere o misurati sul prototipo o stimati dai dati. Poichè in pratica  $p(t)$  e  $q(t)$  sono dati in forma discreta, la (D.1) diviene:

$$(D.2) \quad F(p_t, q_t, p_{t-1}, q_{t-1}, p_{t-2}, q_{t-2}, \dots, \theta_1, \theta_2, \dots) = 0 \quad .$$

Siccome un'equazione del tipo (D.2), anche se molto generale, non riesce però ad esprimere compiutamente il fenomeno idrologico, si può conglobare in un termine  $N_t$ , detto residuo o errore del modello, questa insufficienza di approssimazione. La (D.2) diviene così:

$$(D.3) \quad F^*(p_t, q_t, p_{t-1}, q_{t-1}, \dots, \theta_1, \theta_2, \dots) + N_t = 0 \quad ,$$

che esplicitata rispetto alla  $q_t$  si scrive:

$$(D.4) \quad q_t = F^{**}(p_t, p_{t-1}, q_{t-1}, \dots, \theta_1, \theta_2) + N_t \quad .$$

Se  $p_t, q_t, N_t$ , sono variabili aleatorie con associate distribuzioni di probabilità, funzioni anche del tempo, il modello si dice stocastico; il termine deterministico sta invece a significare che  $p_t$  e  $q_t$  non hanno una distribuzione di probabilità.

La costruzione di un modello comporta un procedimento iterativo che può essere così sintetizzato (fig. D.4):

1. individuare una classe di modelli, ovvero definire la forma delle funzioni  $F$  o  $F^*$  o  $F^{**}$ ;
2. identificare la struttura del modello, ovvero fornire un'appropriata funzione  $F$  ed una stima preliminare dei parametri che vi compaiono;

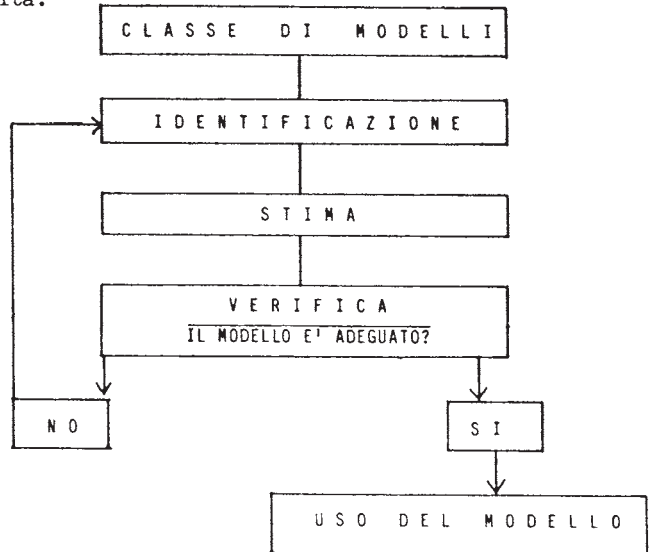


Fig. D.4 - Procedimento per costruire un modello

3. procedere ad una stima simultanea e statisticamente valida di tutti i parametri;

4. confrontare per un periodo di taratura i valori calcolati con quelli osservati e verificare la bontà del modello ottenuto con tests di significatività;

5. utilizzare il modello per l'obiettivo prefissato, in caso di risposta positiva, oppure ripetere il procedimento iterativo.

Il criterio per individuare una classe di modelli è necessariamente soggettivo. Esso dipende dall'esperienza dell'operatore ed è legato soprattutto alle proprietà fisiche del bacino (superficie, permeabilità, tempo di risposta, etc.), alla scansione temporale delle serie (afflussi e deflussi) di cui si dispone ed all'obiettivo per il quale un modello viene costruito (simulazione, previsione, preannuncio, controllo, etc.). Le altre fasi del procedimento, seppure affrontate con metodi obiettivi, non possono prescindere dall'abilità ed esperienza dell'operatore. Specialmente l'identificazione deve tener conto di aspetti pratici che poi permettano l'utilizzazione del modello. Infatti, negli ultimi anni, sono stati proposti criteri che consentono di determinare quale sia in "teoria" la migliore struttura atta a spiegare le interconnessioni tra ingresso ed uscita di un sistema. Utilizzando però queste procedure si perviene talvolta a strutture notevolmente complesse il cui alto numero di parametri le rende difficilmente utilizzabili. Rimane pertanto, a nostro giudizio, sempre valido quel principio di "parsimonia dei parametri" che, anche se lascia un certo margine di soggettività, permette un'effettiva applicabilità.

La stima è da molti conglobata nell'identificazione. Con l'introduzione dei modelli stocastici sono proliferate numerose tecniche basate, di solito, sul metodo della massima verosimiglianza. Le stime dei parametri possono essere ottenute mediante procedure iterative ai minimi quadrati non lineari (BOX e JENKINS, 1970), oppure ricorsive quali i filtri di Kalman, di cui la validità statistica e l'efficienza numerica sono state ripetutamente accertate (TODINI e BOUILLLOT, 1975; TODINI e WALLIS, 1978; O'CONNELL, 1980).

La verifica di un modello si basa su tests statistici che permettono di accettare o respingere l'ipotesi che i residui (differenze tra i valori calcolati e quelli veri dell'uscita del sistema) siano realizzazioni di un processo "rumore bianco"  $WN(0, \sigma^2)$ : l'accettazione o il rifiuto di tale ipotesi equivale all'accettazione o al rifiuto del modello stimato. In ogni caso, mentre l'accettazione del modello implica la sua utilizzazione, il suo rifiuto implica un successivo ciclo di identificazione-stima-test di un modello alternativo.

## D.2 - MODELLI LINEARI

Il modello più semplice, con ipotesi di linearità, invarianza nel tempo e concentrazione di parametri, è il ben noto idrogramma unitario. Un bacino idrografico viene assimilato ad un sistema che ad ogni istante trasforma un ingresso, afflusso netto  $p'(t)$ , in un'uscita, scorrimento

superficiale  $q'(t)$ . Questa limitazione è molto forte in quanto non è affatto semplice suddividere la quota parte dell'afflusso che dà luogo al solo deflusso superficiale.

La relazione matematica di un sistema di questo tipo è il noto integrale di convoluzione:

$$(D.5) \quad q'(t) = \int_0^t h(\tau) p'(t-\tau) d\tau ,$$

se le funzioni di ingresso ed uscita sono date in forma continua, mentre se si opera con dati discreti si ha:

$$(D.6) \quad q'_t = \sum_{j=1}^t h_j p'_{t-j+1} .$$

La funzione di risposta  $h(\tau)$  è definita come l'uscita dal sistema avvenute un ingresso pari alla funzione di Dirac ed in idrologia prende il nome di Idrogramma Unitario Istantaneo (IUH); in matematica è nota come funzione Kernel o funzione di Green o funzione di influenza. Se il sistema bacino idrografico ha una memoria finita  $U$  o se gli inputs sono esistiti solo per un tempo finito  $(0,t)$  allora si ottiene la (D.5). Poichè nelle applicazioni idrologiche le piogge sono date ad intervalli di tempo  $\Delta t$ , si può discretizzare l'integrale di convoluzione ed ottenere la relazione (D.6), valida per  $\Delta t=1$  e  $t$  intero rappresentante il numero delle suddivisioni dell'intervallo  $(0,t)$ .

Modelli lineari più generali di quello rappresentato dall'integrale di convoluzione, che esprime la soluzione di una equazione differenziale del primo ordine, possono essere dedotti pensando il fenomeno retto da una equazione differenziale lineare di grado  $n$  nella variabile  $q(t)$  e di grado  $m$  nella variabile  $p(t)$ . Seguendo le classiche notazioni Box-Jenkins, un modello generale, in forma discreta, si può scrivere:

$$(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_n B^n) q_t = (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \dots - \omega_m B^m) p_{t-b} ,$$

o in forma compatta:

$$\delta(B) q_t = \omega(B) p_{t-b} ,$$

oppure ancora:

$$(D.7) \quad q_t = V(B) p_t , \quad V(B) = \omega(B) B^b \delta^{-1}(B) ,$$

ove  $V(B)$  rappresenta la funzione di trasferimento.



Seguendo questa impostazione un modello ARIMA (BOX e JENKINS, 1970) può considerarsi generato da un sistema dinamico lineare il cui ingresso sia un "rumore bianco". Come già detto nell'introduzione, il sistema, nel nostro caso un bacino idrografico, ben difficilmente opera una semplice trasformazione tra ingresso ed uscita (pioggia e portata) ovvero la portata non sarà "determinata" in modo completo dalla sola pioggia corrispondente con ugual tempo di scansione.

Per un sistema reale sarà pertanto necessario aggiungere una quantità  $N_t$ , incorrelata con la  $p_t$ , che misura lo scarto tra il valore della portata effettiva e quello calcolato con la (D.7). Quindi il modello completo, con un ingresso ed un'uscita, trasferimento più disturbo, può scriversi nella forma:

$$(D.8) \quad q_t = V(B) p_t + N_t \quad .$$

Per tali tipi di modelli è stata messa a punto una metodologia nota come Box-Jenkins (B.J.) dal nome degli autori che hanno proposto una procedura operativa per la costruzione dei modelli ARIMA.

Una struttura del tipo (D.8) può essere notevolmente ampliata per permettere di utilizzare più ingressi, indipendenti fra loro e di introdurre, oltre il processo  $N_t$ , variabili di tipo particolare ("intervention analysis"), di considerare forme non lineari dei parametri, di operare trasformazioni delle variabili (destagionalizzazione, detrendizzazione, etc.) in modo da pervenire a modelli soddisfacenti per la gran parte delle serie, stazionarie o non, usualmente incontrate nelle applicazioni.

Nell'ambito del Progetto Finalizzato "Conservazione del Suolo", è stata utilizzata la metodologia B.J. per verificare l'applicabilità nel campo idrologico della trasformazione afflussi-deflussi con particolare riferimento al preannuncio e previsione delle piene. Di questi risultati si dirà in un apposito paragrafo.

Recentemente ha avuto un grande sviluppo in idrologia l'applicazione dei filtri di Kalman (TODINI e BOUILLOT, 1975; TODINI, 1976; TODINI e WALLIS, 1978; O'CONNELL, 1980). Una rappresentazione schematica del problema del filtraggio è data in fig. D.5. In generale si assume che la

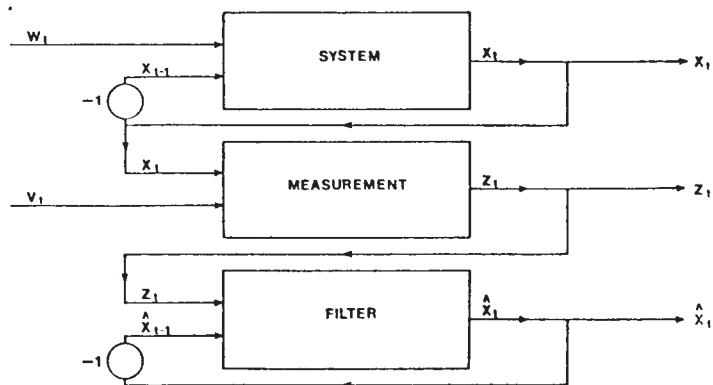


Fig. D.5 - Rappresentazione schematica del problema del filtraggio (da O'CONNELL, 1980, p.37)

migliore descrizione di un processo  $X_t$  è possibile tramite la conoscenza del passato:

$$(D.9) \quad X_t = \Phi(X_{t-1}, t-1) + G(W_t, t) \quad ,$$

dove  $\Phi$  è detta funzione di trasferimento ed il termine  $G(W_t, t)$  è una funzione di disturbo descrivente le informazioni circa  $X_t$  che non sono incluse in  $X_v$ ,  $v < t$ .  $W_t$  è incorrelato sia con  $X_t$  che con  $W_v$ ,  $v < t$ . L'equazione (D.9) è detta equazione del sistema.

La variabile di stato  $X_t$  può non essere data esplicitamente, ma attraverso una misura che per sua natura è affetta da errore. Quindi in generale la misura  $Z_t$  può essere assunta come funzione di  $X_t$  con l'aggiunta di un errore di misura:

$$(D.10) \quad Z_t = H(X_t, t) + V_t \quad .$$

Il problema del filtraggio, allora, è quello di stimare  $X_t$  dalle osservazioni  $Z_1, Z_2, \dots, Z_t$ , cioè di tentare di superare in qualche modo la presenza del disturbo  $V_t$ .

Se il problema è lineare e se il vettore di stato può essere controllato da un altro vettore  $u_t$ , allora l'equazione del sistema e quella della misura divengono:

$$(D.11) \quad X_t = \Phi_{t-1} X_{t-1} + \Lambda_t u_t + \Gamma_t W_t \quad ,$$

$$(D.12) \quad Z_t = H_t X_t + V_t \quad .$$

Ottenuta una stima della variabile di stato al tempo  $t$  dalle informazioni del passato,  $\hat{X}_{t/t-1}$ , l'aggiornamento di questa deve ottenersi utilizzando la nuova misura  $Z_t$ , detta innovazione. Ciò è ottenuto mediante un procedimento recursivo la cui forma è:

$$\hat{X}_{t/t} = K_t' \hat{X}_{t/t-1} + K_t (Z_t - \bar{V}) \quad ,$$

dove le matrici  $K_t'$  e  $K_t$  devono essere determinate imponendo al filtro condizioni di ottimalità. Le matrici  $K_t'$  e  $K_t$  possono calcolarsi una volta che  $\Phi_t$ ,  $\Gamma_t$ ,  $H_t$  e  $\Lambda_t$  siano note. Ma mentre per  $\Lambda_t$ ,  $\Gamma_t$  ed, anche se in misura minore, per  $H_t$  non vi sono particolari problemi, la stima della matrice  $K_t$  presenta diverse difficoltà. Infatti una stima ordinaria ai minimi quadrati risulta inconsistente.

Sono stati proposti diversi metodi per superare questa difficoltà (O'CONNELL, 1980): Young ed altri hanno proposto il metodo delle variabili strumentali, Mehra ha proposto una variante dello stesso metodo, Todini ha studiato un algoritmo, il Mutually Interactive State Parameter (MISP), che utilizza due filtri di Kalman, uno nello spazio dello stato ed uno nello spazio dei parametri, tenendo conto dell'effetto della stima dei parametri sulla stima dello stato e viceversa.

L'algoritmo MISP è stato applicato a sistemi idrologici il cui modello è del tipo (D.7), integrato da un modello autoregressivo fra le piogge:

$$(D.13) \quad p_t = \alpha_1 p_{t-1} + \alpha_2 p_{t-2} + \dots + \alpha_e p_{t-e} \quad .$$

I due modelli posti nella formulazione base del filtro di Kalman danno luogo alle due seguenti equazioni di stato e della misura:

$$X_t = \Phi_{t-1} X_{t-1} + \Gamma_t W_t, \quad Z_t = H_t X_t + V_t \quad ,$$

dove la matrice di trasferimento contiene i parametri  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n, \omega_0, \omega_1, \dots, \omega_m, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_e$ .

Ad esempio un modello del tipo:

$$q_t = \delta_1 q_{t-1} + \omega_0 p_{t-1} + \omega_1 p_{t-2} + \omega_2 p_{t-3} \quad ,$$

$$p_t = \alpha_1 p_{t-1} + \alpha_2 p_{t-2} + \alpha_3 p_{t-3} \quad ,$$

si può porre nella forma:

$$\begin{bmatrix} q_t \\ p_t \\ p_{t-1} \\ p_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 & \omega_0 & \omega_1 & \omega_2 \\ 0 & \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_{t-1} \\ p_{t-1} \\ p_{t-2} \\ p_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \end{bmatrix}_t$$

$$X_t = \Phi_{t-1} X_{t-1} + \Gamma_t W_t$$

e

$$\begin{bmatrix} q_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_t \\ p_t \\ p_{t-1} \\ p_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}_t$$

$$Z_t = H_t X_t + V_t \quad .$$

Prima di procedere alla stima dei parametri del modello descritto, si rende necessaria la sua identificazione. Cioè bisogna determinare i valori di n, m, b ed e. Può essere usato a tal fine il Constrained Linear Systems (CLS) e la stima può essere poi effettuata mediante il MISP. Un'applicazione di questo tipo di modello è stata effettuata per eventi di bacini inglesi (O'CONNELL, 1980): un sottobacino del Dee, l'Hirnant di 33,9 km<sup>2</sup> ed il bacino del Mole di 92,9 km<sup>2</sup>; l'obiettivo dell'impiego del modello era quello di effettuare previsioni in tempo reale delle portate.

In tali applicazioni si è proceduto al confronto di quattro diversi

modelli. Per il bacino Hirnant erano a disposizione dati ogni 30 minuti per il periodo 1/11-30/12/72. Il periodo 1-30/11/72 è stato usato per la taratura e quello 1-30/12/72 per il confronto dei dati previsti con un'ora di anticipo al fine di valutare la loro media, la loro varianza, i tests statistici sui residui, la percentuale di errore al colmo, lo sfasamento del colmo della previsione ed il massimo errore percentuale lungo il ramo di risalita della piena confrontato con il suo picco. Per il bacino del Mole si avevano a disposizione eventi dal 1/1 al 16/2/74; in questo caso la taratura è stata limitata al periodo 1/1-13/2/74 e la previsione a quello 14/2-16/2/74.

Un altro modello del tipo "black box", denominato "self tuning predictor" (ASTROM, 1974), è stato utilizzato in questo confronto. In questo caso si minimizza l'errore quadratico medio di un modello stocastico alla differenza del tipo (D.7).

Per tener conto della non linearità del processo di trasformazione afflussi-deflussi si è introdotta un'altra serie temporale detta "perlog", la cui funzione è definita da:

$$(D.14) \quad p1(t) = \frac{d}{dt} [\log q(t)] = \frac{1}{q(t)} \frac{d}{dt} [q(t)] \quad .$$

Un idrogramma con la funzione "perlog" a questo associata è illustrato nella fig. D.6. La (D.14) può essere divisa in due parti: una positiva, funzione forzante associata al ramo di risalita dell'idrogramma; una negativa, funzione rilassante, coincidente con la fase di esaurimento della piena. Inoltre va sottolineato che la (D.14) ha un massimo in corrispondenza delle variazioni più forti dell'idrogramma e tende a zero in

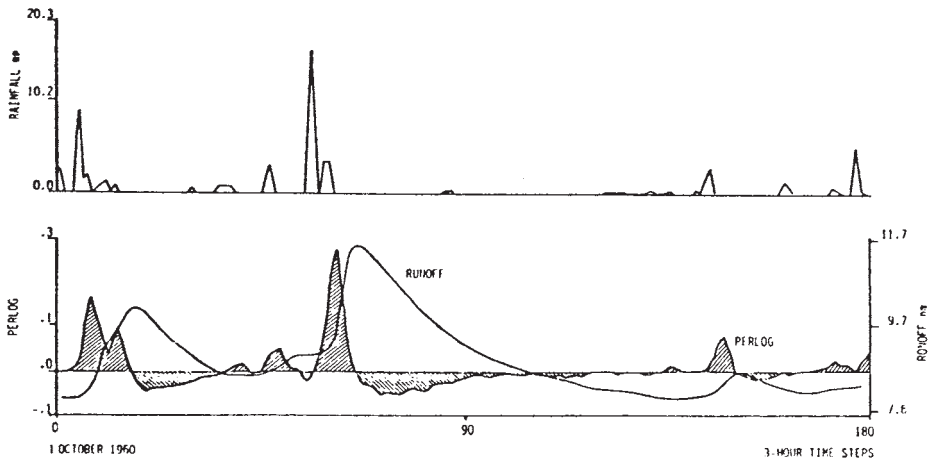


Fig. D.6 - Idrogramma con corrispondente "perlog". Fiume Brosna, Irlanda (da O'CONNELL, 1980, p.132)

corrispondenza del picco. In termini discreti la (D.14) può essere scritta:

$$pl_t = \frac{1}{q_t} \sum_{i=-j}^j \frac{i q_{t+i}}{2 \sum_{i=1}^j i^2}$$

Lo schema alle differenze finite, ponendo  $j=1$  o  $2$ , dà risultati soddisfacenti. La serie  $pl_t$  può essere aggiunta al modello come ulteriore ingresso.

I due modelli "black box" sono stati confrontati con altri due modelli concettuali (O'CONNELL, 1980): il primo proposto da Lambert con le necessarie modificazioni per utilizzare la tecnica di stima del filtro di Kalman, il secondo da Mendeville sempre con stima dei parametri effettuata con la stessa tecnica. Nelle tabb. D.1-D.2-D.3 e nelle figg. D.7 e D.8 sono riportati i risultati ottenuti dall'applicazione di alcuni modelli, avendo indicato con A il modello di Lambert, con B il modello di Mendeville, con C il modello CLS-MISP e con D il modello "self tuning".

Il confronto ha messo in evidenza, a nostro avviso, come la bontà dei risultati non aumenti proporzionalmente alla complessità dei modelli utilizzati.

STATISTIC	MODEL A	MODEL B	MODEL C	MODEL D
Means	0.007	0.041	0.018	0.042
Variances	0.078	0.075	0.269	0.153
Q	308.4	288	100	83
No. of degrees of freedom (n.d.f.)	28	27	21	23
	41.34	40.11	32.67	35.17
	11.01	10.70	4.76	3.61
	225.5	191	228	80
No. of degrees of freedom (n.d.f.)	28	27	21	23
S	41.34	40.11	32.67	35.17
	8.04	7.07	10.86	3.48

Tab. D.1 - Medie, varianze e valori dei tests Q e S per errori delle previsioni con un'ora di anticipo. Fiume Hirnant, 1-30/12/72 (da O'CONNELL, 1980, p.140)

	MODEL A		MODEL B		MODEL C		MODEL D	
	EVENT 1	EVENT 2	EVENT 1	EVENT 2	EVENT 1	EVENT 2	EVENT 1	EVENT 2
% ERROR AT PEAK	5.0	7.5	10.1	2.1	15.3	10.5	2.2	1.9
TIMING ERROR FORECASTING PEAK	0	0	0	1 hour late	0	0	0	0
MAX % ERROR ON RISING LIMB (as % of observed peak)	9.4	10.4	10.1	9.9	8.4	9.6	12.0	11.5

Tab. D.2 - Errori delle previsioni con un'ora di anticipo. Fiume Hirnant: evento 1, 4-6/12/72; evento 2, 11-12/12/72 (da O'CONNELL, 1980, p.142)

	MODEL A	MODEL B	MODEL C	MODEL D
% ERROR AT PEAK	2.1	3.7	3.1	1.71
TIMING ERROR (hours)	0	1 hour early	1 hour early	0
MAX % ERROR ON RISING LIMB (as % of peak)	6.6	6.5	5.3	6.42

Tab. D.3 - Errori delle previsioni con un'ora d'anticipo. Fiume Mole, 14-16/2/74 (da O'CONNELL, 1980, p.153)

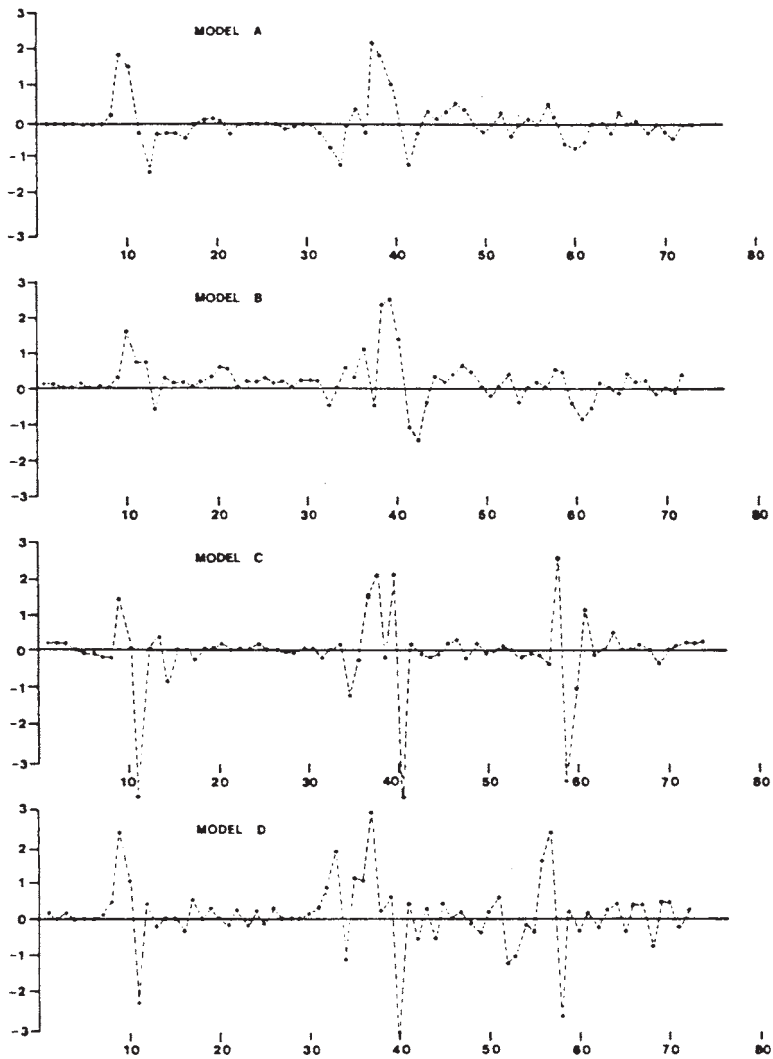


Fig. D.7 - Errori della previsione delle portate con un'ora d'anticipo secondo i quattro modelli. Fiume Hirnant, 4-6/12/72 (da O'CONNELL, 1980, p.147)

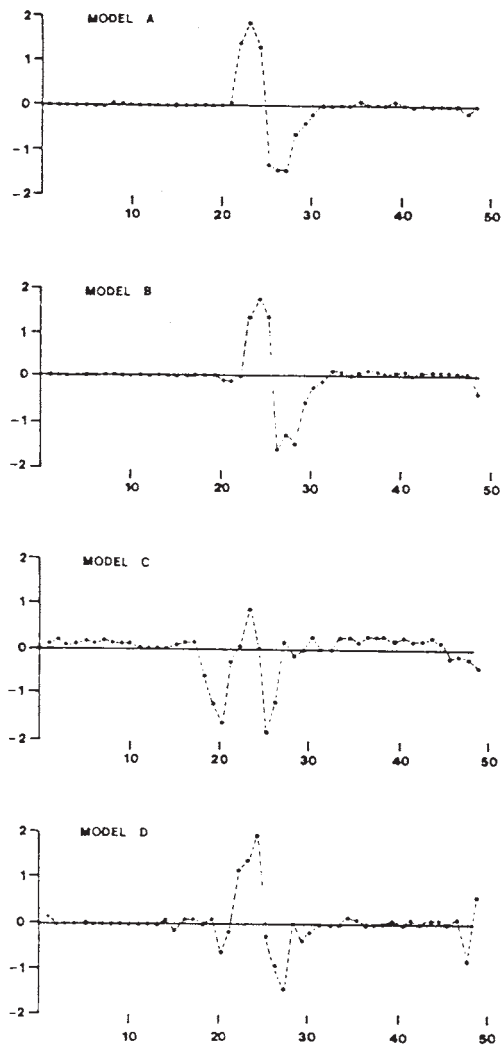


Fig. D.8 - Errori della previsione delle portate con un'ora d'anticipo secondo i quattro modelli. Fiume Mole, 14-16/2/74 (da O'CONNELL, 1980, p.154)



D.3 - MODELLI NON LINEARI

AMOROCHO (1973) ed alcuni collaboratori hanno rappresentato un sistema idrologico con un ingresso  $p(t)$  ed un'uscita  $q(t)$  mediante una serie funzionale del tipo:

$$(D.15) \quad q(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \int_{-\infty}^t h_i(s_1, s_2, \dots, s_i) \prod_{j=1}^i p(t-s_j) ds_1, ds_2, \dots, ds_i \quad ,$$

la cui non linearità è definita dall'ordine dell'integrazione. In idrologia è accettabile tralasciare l'influenza sul sistema degli inputs di un passato remoto, in modo da ipotizzare una memoria finita  $U$  del sistema. Anche l'ordine della non linearità può essere in pratica limitato e quindi si può troncare la serie funzionale ad un certo ordine  $r$ ; con questa ipotesi la (D.15) diviene:

$$(D.16) \quad q(t) = \sum_{i=1}^r \int_0^U h_i(s_1, s_2, \dots, s_i) \prod_{j=1}^i p(t-s_j) ds_1, ds_2, \dots, ds_i \quad .$$

Le funzioni  $h_i$ , dette kernels, hanno una forma non esplicita che deve anche in questo caso essere determinata. Comunque, imponendo a queste alcuni vincoli, si può pervenire ad una forma trattabile matematicamente.

Le proprietà cui debbono soddisfare i kernels sono:

- a) il kernel del primo ordine o lineare  $h_1(t)$  deve essere una funzione limitata a variabili reali, assolutamente integrabile e misurabile secondo Lebesgue;
- b) ogni kernel di ordine  $i$  è definito come somma di prodotti di funzioni kernel lineari  $h_{kj}(s_j)$ :

$$h_i(s_1, \dots, s_i) = \sum_{k=1}^{\nu_i} \prod_{j=1}^i h_{kj}(s_j) \quad ,$$

ove  $\nu_i$  è un intero finito mentre  $k$  e  $j$  sono indici;

- c) ogni kernel di ordine superiore al primo è simmetrico rispetto a  $s_j$ :

$$h_i(s_1, \dots, s_j, \dots, s_i) = h_i(s_j, \dots, s_1, \dots, s_i) \quad ,$$

ciò significa che l'ordine dell'argomento  $s_j$  può essere cambiato senza che cambi il valore della funzione di risposta;

- d) i kernels sono soggetti alla condizione di Volterra:

$$h_i(s_1, \dots, s_i) = 0 \text{ per ogni } i\text{-pla } s_1, \dots, s_i < 0.$$

Poichè si opera con dati equispaziati è necessario dapprima scrivere la (D.16) in forma discreta. In questo caso l'integrale  $i$ -esimo diventa:

$$q_t^{(i)} = \sum_{s_1=0}^U \dots \sum_{s_i=0}^U h_i(s_1, \dots, s_i) p_{t-s_1} \dots p_{t-s_i} \quad .$$

Quindi la (D.16) può scriversi:

$$(D.17) \quad q_t = \sum_{i=0}^r q^{(i)} = \sum_{s=0}^U h_1(s) p_{t-s} + \sum_{s_1=0}^U \sum_{s_2=0}^U h_2(s_1, s_2) p_{t-s_1} p_{t-s_2} + \dots + \sum_{s_1=0}^U \dots \sum_{s_r=0}^U h_r(s_1, \dots, s_r) p_{t-s_1} \dots p_{t-s_r} .$$

L'equazione (D.17) può essere usata direttamente per trovare i valori dei kernels quando sono disponibili una serie di valori di afflussi ( $p_t$ ) e la corrispondente di deflussi ( $q_t$ ). Ciò richiede la soluzione di un sistema di equazioni lineari che, scritto in forma matriciale, è:

$$Q = H P ,$$

dove  $Q$  è un vettore colonna di  $N$  osservazioni dell'uscita del sistema  $q_t (t=1, 2, \dots, N)$ ;  $H$  è un vettore riga con  $M$  incognite rappresentanti le ordinate delle funzioni di risposta del sistema  $h_1(s)$ ,  $h_2(s_1, s_2)$ ,  $h_r(s_1, \dots, s_r)$  con  $s_1, s_2, \dots, s_r = 0, 1, \dots, U$ ;  $P$  è una matrice rettangolare  $M \times N$  dedotta dalle osservazioni passate degli ingressi (piogge)  $p_{t-s}$  e dei suoi prodotti  $p_{t-s_1} \times p_{t-s_2} \times \dots \times p_{t-s_r}$  con  $N \geq M$ , cioè il numero delle osservazioni deve essere uguale o maggiore del numero delle ordinate incognite della funzione di risposta.

Se  $N = M$  allora la soluzione può essere unica ed è data da:

$$H = Q P^{-1}$$

con  $P^{-1}$  inverso della matrice  $P$ .

Se  $N > M$  l'equazione non ammette in generale una soluzione unica ed è necessario ricorrere a tecniche di risoluzione tipo minimi quadrati, che minimizzano lo scarto tra i valori veri e quelli calcolati. Ma in questo caso sorgono grosse difficoltà di calcolo: basti pensare che il problema di un bacino idrografico con una memoria di 100 ore, limitando la non linearità al secondo ordine, necessita di 5151 ordinate kernel. E' necessario quindi procedere a qualche semplificazione per limitare il numero delle ordinate ed i procedimenti indicati consistono nello sviluppare le funzioni kernel in una successione finita di funzioni ortogonali. L'ipotesi base è quella di assumere la funzione  $H$  esprimibile con una successione di  $C$  membri, ove  $C$  deve essere minore della memoria del sistema. I termini  $Y_k(t)$  della successione possono essere combinazioni lineari di funzioni del tempo di tipo esponenziale ( $Y_k = t^k$ ) oppure funzioni ortogonali che debbono soddisfare alcune condizioni per poter essere utilizzabili.

AMOROCHO e BRANDSTETTER (1971) proposero lo sviluppo:

$$h_1(t) = \sum_{k=0}^{C_1} \beta_k Y_k(t), \quad C_1 < U$$

$$h_2(t_1, t_2) = \sum_{k_1=0}^{C_2} \sum_{k_2=0}^{C_2} \beta_{k_1 k_2} Y_{k_1}(t_1) Y_{k_2}(t_2), \quad C_2 < U$$

. . . . .

$$h_r(t_1, \dots, t_r) = \sum_{k_1=0}^{C_r} \dots \sum_{k_r=0}^{C_r} \beta_{k_1 \dots k_r} Y_{k_1}(t_1) \dots Y_{k_r}(t_r), \quad C_r < U.$$

In questo modo la (17) si può scrivere nella forma:

$$(D.18) \quad q_t = \sum_{i=0}^r q_t^{(i)} = D_{00} A_0(t) + D_{11} A_1(t) + \dots + D_{rr} A_r(t),$$

ovvero:

$$Q = D A$$

Per le funzioni  $Y_k(t)$  riportate sopra, gli autori suddetti hanno impiegato le funzioni di Meixner, ampiamente studiate da DOOGE (1973), che sono il parallelo discreto della funzione continua nota come funzione di Laguerre. Il metodo sopra descritto è stato applicato ad un bacino di 30 miglia quadrate (Petaluma Creek) della California (USA) utilizzando come input le piogge nette (di cui non è detto come siano state calcolate). Il periodo di taratura è di 11 giorni e quello di previsione di 12, con serie aventi tempi di scansione pari all'ora (AMOROCHO, 1973). Per utilizzare questa tecnica è necessario scegliere a priori quattro dati: 1) la lunghezza della serie necessaria per la taratura, 2) la lunghezza della memoria del sistema, 3) l'ordine massimo di non linearità da utilizzare, 4) l'ordine a cui troncare i kernels.

BIDWELL (1971) ha proposto l'utilizzazione della regressione stepwise lineare dopo aver trasformato l'integrale multiplo del modello non lineare in una equazione di regressione multipla a coefficienti costanti, ove le incognite sono le piogge o grandezze da queste derivate come somme o prodotti di due o più dati. Altri autori (v. AMOROCHO, 1973) hanno proposto metodi che utilizzano procedure basate sempre su sviluppi dei kernels in funzioni ortogonali. HINO, SUKIGARA e KIKKAWA (1971) hanno applicato la teoria dei processi non lineari di Wiener a serie di dati giornalieri ipotizzando che le piogge giornaliere si comportino come variabili aleatorie di tipo "rumore bianco".

HINO e HASEBE (1980) hanno proposto la teoria del "problema idrologico inverso", dove si utilizza un approccio stocastico insieme a considerazioni di tipo deterministico che permettono di suddividere il deflusso totale in tre sottosistemi: deflusso superficiale, di base e sotterraneo. Allo stato attuale il criterio è stato applicato a dati giornalieri per bacini di 1200 km<sup>2</sup>, mentre per dati orari gli autori dichiarano che il problema può essere affrontato e risolto con poche modificazioni. Nel metodo di Hino e Hasebe si suppone che le componenti della portata presentino sia caratteristiche lineari (deflusso sotterraneo e di base), sia caratteristiche non lineari (deflusso superficiale). Comunque le tre componenti possono assimilarsi a processi lineari a seconda dell'intensità delle piogge e della "scala delle osservazioni" (orarie, giornaliere, etc.). Gli autori asseriscono che, se si tratta di serie temporali giornaliere, allora queste presentano le caratteristiche quasi

stazionarie di un processo "rumore bianco", mentre le orarie non sono stazionarie. Il "problema idrologico inverso" si basa, quindi, sul presupposto che le piogge giornaliere possono essere trattate come un processo "rumore bianco" la cui funzione di autocorrelazione è la  $\delta$  di Dirac. Inoltre le componenti dei deflussi di base e sotterraneo sono riguardate come processi autoregressivi. Il deflusso superficiale può essere separato da quello sotterraneo mediante un'analisi spettrale dei dati con il calcolo della coerenza e della fase tra le due serie corrispondenti di pioggia e portata. Una volta suddivisi i deflussi, la serie temporale di ciascuna componente è espressa mediante un modello autoregressivo del tipo:

$$q_t^{(k)} = \gamma_1^{(k)} q_{t-1}^{(k)} + \gamma_2^{(k)} q_{t-2}^{(k)} + \dots + \gamma_p^{(k)} q_{t-p}^{(k)} + N_t^{(k)}$$

con  $k=1,2,3$ . Quindi, stimato il modello per ogni componente del deflusso, si risale alla quota parte della pioggia che l'ha provocato.

Riportando, poi, in un grafico le componenti delle piogge giornaliere dall'inizio della piena, e per tutta la sua durata, in funzione delle corrispondenti somme delle piogge giornaliere, viene dedotta la legge di separazione tra le piogge giornaliere in quelle di ogni sottosistema. La ricostruzione tramite il "problema idrologico inverso" delle piogge che danno luogo ai due tipi di deflusso (superficiale e sotterraneo) e successivamente la ricostruzione delle portate sono senz'altro soddisfacenti.

Il criterio proposto da Hino e Hasebe ci sembra alquanto suggestivo sia perchè consente di approfondire l'analisi dei dati giornalieri, in genere di difficile interpretazione, sia perchè pone accanto al modello stocastico un valido presupposto fisico.

Sempre seguendo l'approccio di simulare separatamente il deflusso superficiale e quello sotterraneo, Maione ed altri (I.B.M., 1977) hanno proposto un modello detto CLS, composto da due blocchi lineari preceduti da una soglia  $S$  che ha la funzione di smistare gli ingressi tra i due blocchi (fig. D.9). La presenza nel modello di più risposte impulsive trova

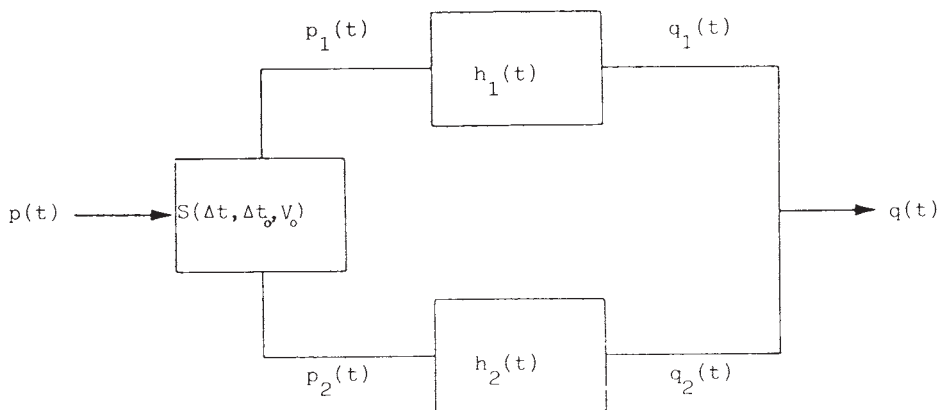


Fig. D.9 - Schema del modello non lineare afflussi-deflussi CLS (da I.B.M., 1977, p.42)

giustificazione nel fatto che il bacino si comporta in modo diverso a seconda delle condizioni in cui esso si trova all'inizio dell'evento pluviometrico. In questo caso la portata totale  $q(t)$  è data dalla somma di due integrali di convoluzione:

$$(D.19) \quad q(t) = q_1(t) + q_2(t) = \int_0^U p_1(t-s)h_1(s)ds + \int_0^U p_2(t-s)h_2(s)ds ,$$

in cui  $h_1(s)$  e  $h_2(s)$  sono le risposte impulsive dei due blocchi lineari e  $U$  rappresenta la memoria finita del sistema. La soglia  $S$  introdotta in tale modello rappresenta un volume  $V_0$  caratteristico del bacino che va confrontato con il volume di pioggia  $V_p$  affluito sullo stesso in un intervallo di tempo  $\Delta t$  che precede l'istante che si considera:

$$V_p(t) = \int_{t-\Delta t}^t p(s)ds .$$

Essa opera nel seguente modo:

$$\begin{array}{l} \text{se } V_p(t) \leq V_0 \\ \text{se } V_p(t) > V_0 \end{array} \quad \left[ \begin{array}{l} p_1(t+1) = p(t+1) \\ p_2(t+1) = 0 \\ p_1(t^*+1) = 0 \\ p_2(t^*+1) = p(t^*+1) \end{array} \right. ,$$

dove  $t^*=t-\Delta t_0, \dots, t$  rappresenta il tempo contato a partire dall'istante  $t-\Delta t_0$ .

Il modello di un bacino risulta, pertanto, determinato quando ne siano stimati i tre parametri  $\Delta t$ ,  $\Delta t_0$  e  $V_0$ . La taratura del modello procede per tentativi: assegnati a  $\Delta t$ ,  $\Delta t_0$  e  $V_0$  certi valori si ricavano i valori delle ordinate  $h_1$  e  $h_2$  delle risposte impulsive. L'insieme ottimo dei parametri  $\Delta t$ ,  $\Delta t_0$ ,  $V_0$ ,  $h_1$ ,  $h_2$  è quello cui corrisponde l'errore minimo di ricostruzione delle portate di piena sperimentali.

#### D.4 - RICERCHE NELL'AMBITO DEL P.F. "CONSERVAZIONE DEL SUOLO", SUB PROGETTO "DINAMICA FLUVIALE"

Nell'ambito del P.F. "Conservazione del Suolo", sub progetto "Dinamica Fluviale", ricercatori di diversa estrazione sono impegnati nell'intento di fornire contributi, teorici e sperimentali, volti a migliorare le conoscenze del fenomeno di trasformazione afflussi-deflussi con modelli stocastici multipli del tipo trasferimento più disturbo, utilizzando la metodologia B.J. (BOX e JENKINS, 1970). L'obiettivo principale della ricerca è quello di costruire modelli di preannuncio in tempo reale delle portate, in particolare delle piene, di un corso d'acqua.

Il programma di calcolo utilizzato permette di descrivere sia una singola serie idrologica (analisi univariata) nella sua dinamica temporale,

sia eventuali connessioni con altre serie idrologiche ad essa collegate (analisi multipla e multivariata). La costruzione di un modello, per ottenere la più efficiente rappresentazione dei dati a disposizione, si sviluppa attraverso le fasi riportate in fig. D.4; l'iterazione conduce ad una struttura nella quale i parametri sono ridotti al minor numero possibile (criterio di parsimonia). Senza soffermarci sugli aspetti teorici di questa modellistica, ricordiamo soltanto che i modelli univariati consentono di esprimere l'osservazione ( $x_t$ ) al tempo  $t$  in funzione della sua "storia", cioè delle osservazioni in tempi precedenti; i modelli multipli, invece, si fondano sull'ipotesi che una serie  $x_t$  (nel nostro caso la portata  $q_t$  in un dato istante) sia "determinata" con un certo anticipo da una o più serie (afflussi, serie da essi derivate atte a rappresentare lo stato di saturazione del bacino o altre grandezze meteorologiche), in modo tale da poter considerare la prima come uscita e le seconde come ingressi di un sistema.

Modelli ad un solo ingresso possono essere rappresentati con la relazione:

$$(D.20) \quad q_t = V(B)p_t + W(B)a_t$$

nella quale, con riferimento alla simbologia B.J.,

$$V(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b$$

esprime i legami di natura "deterministica" esistenti tra portate  $q_t$  e afflussi  $p_t$ , ove  $b$  rappresenta il ritardo dovuto al filtraggio del bacino;  $W(B)$  consente di interpretare, come processo ARIMA, eventuali connessioni esistenti tra i residui ottenuti come differenza tra i valori misurati delle portate e quelli calcolati mediante la sola componente "deterministica"  $V(B)$ .

La relazione (20) è stata applicata (UBERTINI, 1978; ANSELMO e UBERTINI, 1979) dapprima ad eventi occorsi ogni 30 minuti in bacini sperimentali (v. figg. D.10 e D.11) e successivamente ad eventi orari di un

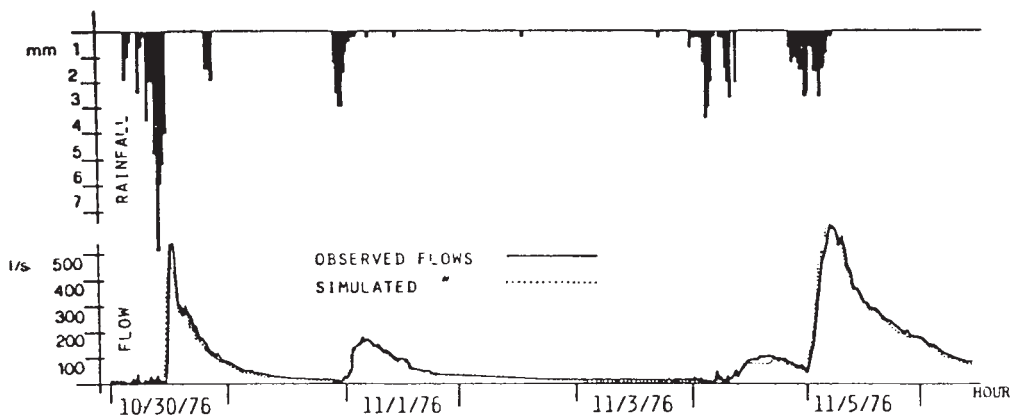


Fig. D.10 - Simulazione di un evento. Bacino sperimentale del Fosso degli Impiccati (da UBERTINI, 1978, p.185)

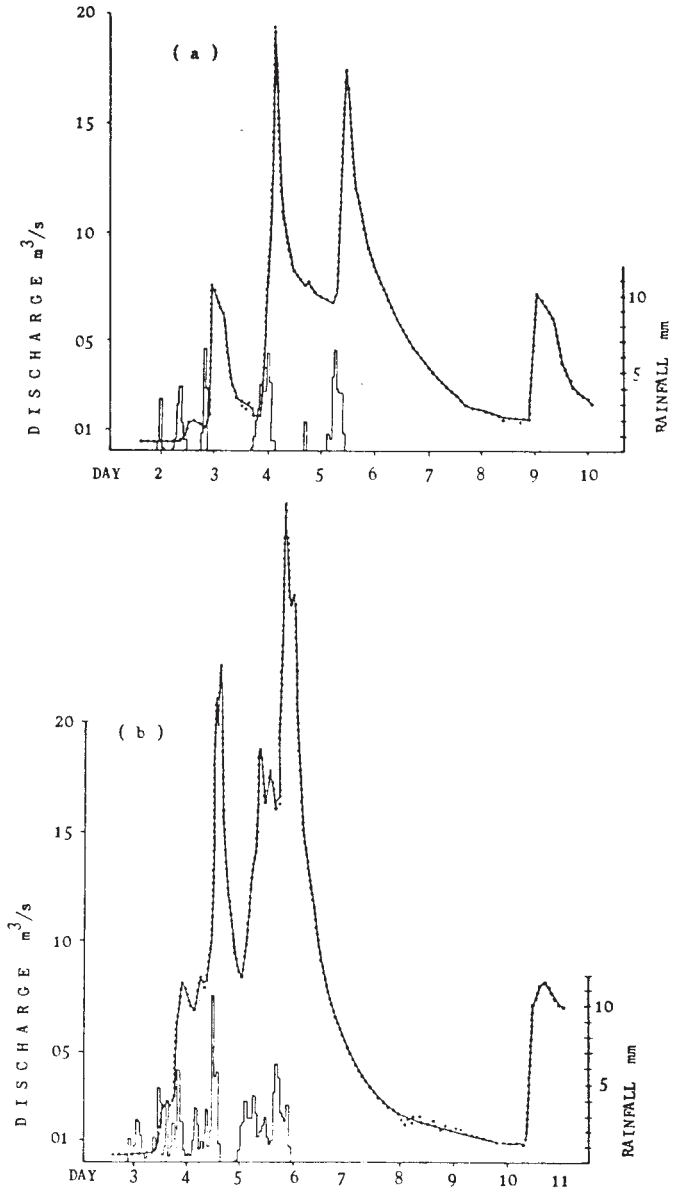


Fig. D.11 - Simulazione di due eventi. Bacino sperimentale del Torrente Marchiazza (da ANSELMO e UBERTINI, 1979, p. 357)

corso d'acqua, il fiume Sieve (affluente dell'Arno, con un bacino di 831 km<sup>2</sup>), che per la sua pericolosità merita particolare attenzione (v. fig. D.12).

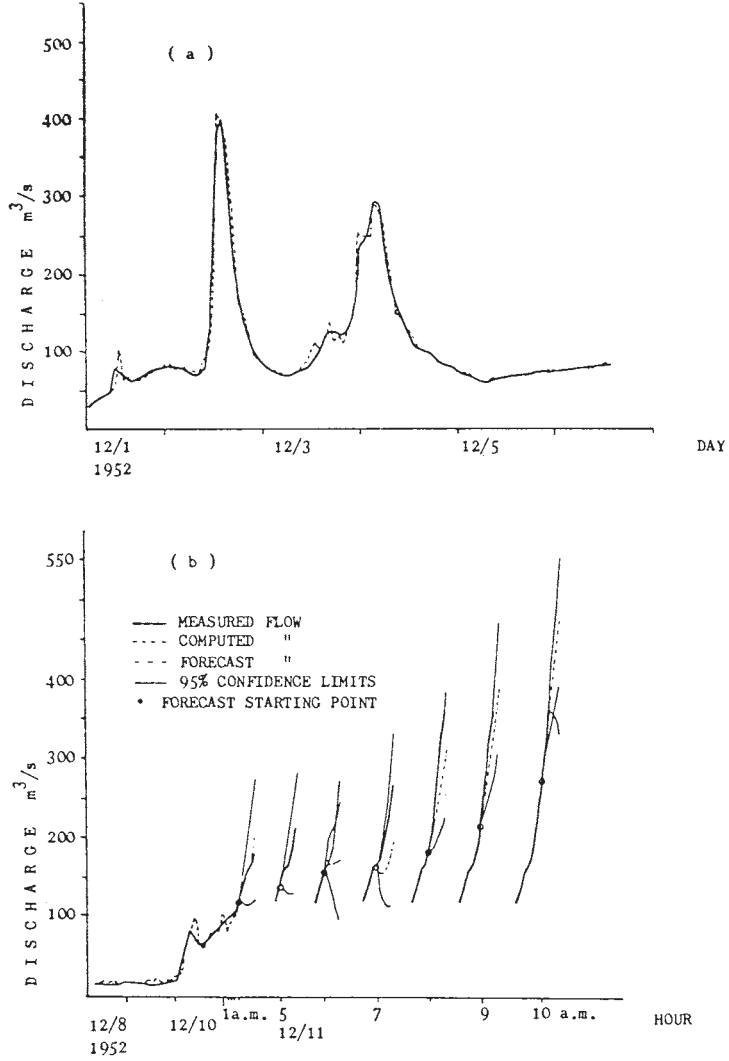


Fig. D.12 - Esempio di previsione di portate. Fiume Sieve (da ANSELMO e UBERTINI, 1979, p.358)



I risultati ottenuti hanno mostrato che la (D.20), pur fornendo, per quanto riguarda la fase della simulazione, risultati alquanto soddisfacenti, non risolve i seguenti fondamentali problemi dovuti soprattutto alla non linearità e dipendenza dal tempo del fenomeno:

- 1) in fase di simulazione i residui del modello, pur presentando le caratteristiche di un "rumore bianco", cioè pur verificando il test di bontà di Box-Pierce, hanno le variazioni maggiori in presenza del ramo di risalita dell'idrogramma di piena (v. figg. D.7 e D.8);
- 2) la (D.20), utilizzata come modello di preannuncio, allorchè l'istante iniziale coincide con l'inizio del ramo ascendente dell'idrogramma, fornisce stime dei valori previsti alquanto inferiori a quelle poi verificatesi (v. fig. D.12);
- 3) la componente di trasferimento  $V(B)$  presenta notevole variabilità da evento ad evento.

I primi due problemi sono ovviamente strettamente connessi e sono classici sia di questo tipo di indagine che di altre discipline: si tratta cioè di interpretare come l'effetto di un evento di carattere eccezionale abbia modificato le caratteristiche strutturali del livello medio del fenomeno. Notevoli miglioramenti si sono ottenuti utilizzando (PICCOLO e UBERTINI, 1979) modelli multipli a più ingressi: afflussi, serie "intervention", afflussi cumulati (v. figg. D.13 e D.14).

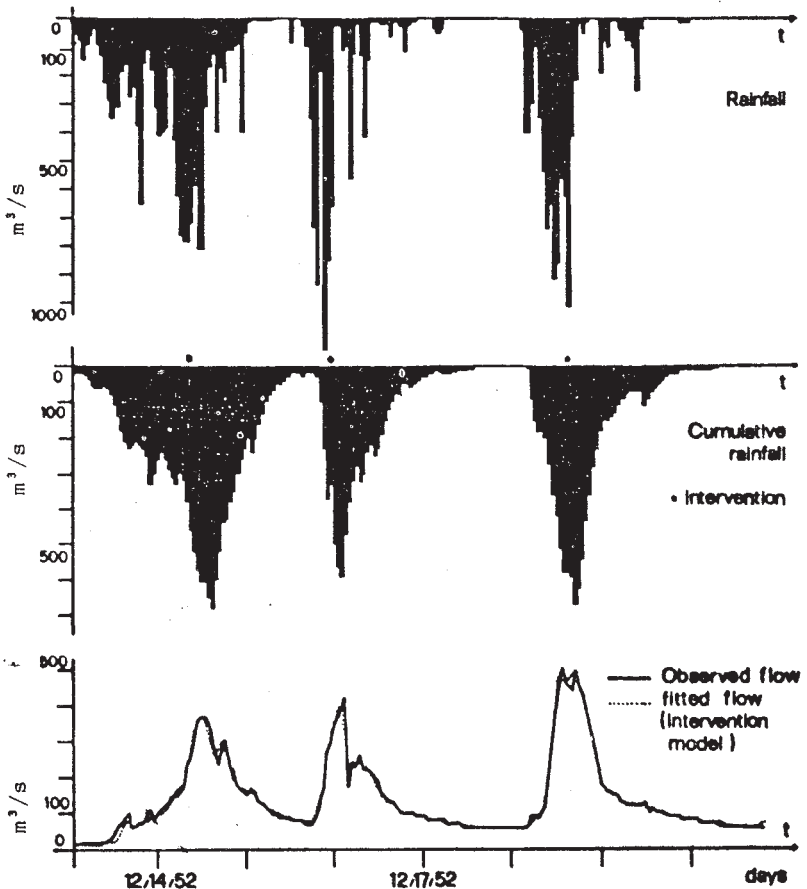


Fig. D.13 -  
Simulazione  
di un evento  
con serie  
"interven-  
tion". Fiume  
Sieve (da  
PICCOLO e  
UBERTINI,  
1979, p.321)

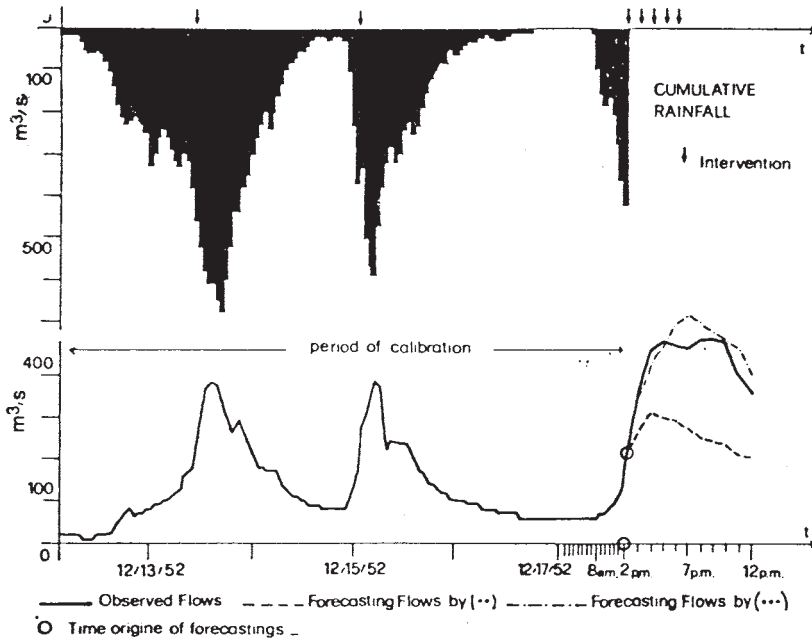


Fig. D.14 - Previsione di portate con serie "intervention". Fiume Sieve (da PICCOLO e UBERTINI, 1979, p.323)

La variabile "intervention", che assume valori zero ed uno, permette al modello di reagire a brusche ed eccezionali variazioni dovute a precipitazioni di notevole intensità. Con le serie afflussi cumulati, oltre a tener conto della somma pesata delle precipitazioni avvenute prima di un certo istante, si costruisce un ingresso che presenta un andamento simile a quello dei deflussi e, quindi, fornisce migliori informazioni rispetto ai semplici afflussi.

Il terzo problema, che è poi quello classico della variabilità dell'idrogramma unitario per uno stesso bacino, ha dato l'avvio sia a ricerche sperimentali tuttora in corso e che hanno già fornito qualche risultato, sia a ricerche teoriche. Infatti è stata impostata una campagna di indagini su un bacino sperimentale per individuare un legame tra i coefficienti del modello e lo stato di saturazione del bacino all'inizio di un evento (SABATINI e UBERTINI, 1978); a tal fine, si è dapprima ricercata una relazione tra l'umidità naturale del terreno  $W_n$  ed altre grandezze idrometeorologiche: ciò perchè, non potendo disporre di registrazioni continue di  $W_n$ , si sono prelevati ogni 15 giorni circa campioni di terreno a 25 cm di profondità di cui si sono determinati in laboratorio i relativi valori di  $W_n$  (rapporto tra il peso dell'acqua contenuta nei pori ed il peso del terreno secco). Tali valori sono stati correlati con grandezze dedotte da registrazioni continue quali: il periodo di tempo trascorso dall'ultima pioggia fino alla data di prelievo del campione; l'altezza della pioggia

caduta nelle 24 ore precedenti il prelievo del campione; l'umidità relativa media e la temperatura media dell'aria nelle 24 ore precedenti il prelievo del campione.

La regressione multipla su 24 campioni ha fornito un coefficiente  $R = .88$  ed uno scarto massimo tra il valore misurato e quello calcolato di  $W_n$  pari al 15% (v. fig. D.15). In questo modo si può conoscere istante per

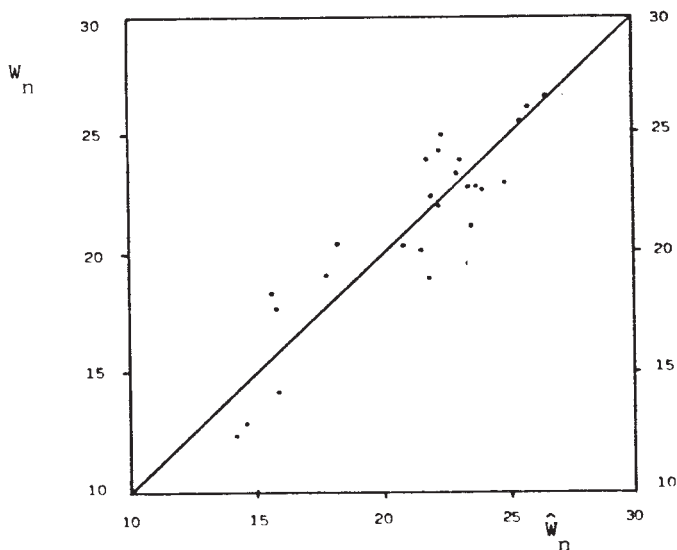


Fig. D.15 - Confronto tra valori calcolati e misurati dell'umidità naturale del terreno. Bacino sperimentale Fosso degli Impiccati (da UBERTINI, 1979, p.25)

istante  $W_n$  (SABATINI e UBERTINI, 1978; UBERTINI, 1979). Ulteriori ricerche dovranno verificare se esiste un qualche legame tra  $W_n$  ed i coefficienti del modello in modo da poter individuare la migliore struttura per una previsione in tempo reale all'inizio di un evento di piena.

Per interpretare la non linearità del fenomeno di trasformazione afflussi-deflussi si sono operati confronti tra la tecnica qui proposta ed il modello generale dell'integrale di convoluzione multiplo stimato secondo la tecnica proposta da BIDWELL (1971). I risultati ottenuti per eventi del fiume Sieve sono stati alquanto confortanti, in quanto si è trovato che vi è stato un sensibile aumento della varianza spiegata (figg. D.16 e D.17):  $R^2 = .83$  con il metodo Bidwell ed  $R^2 = .98$  con modelli "intervention" (MANNOCCI et al., 1981).

Un'altra applicazione dei modelli del tipo (D.20) è stata compiuta per indagare il comportamento del fiume Toce (km<sup>2</sup> 1532) tributario del Lago Maggiore. Per questo bacino si sono rilevati nove eventi di piena occorsi

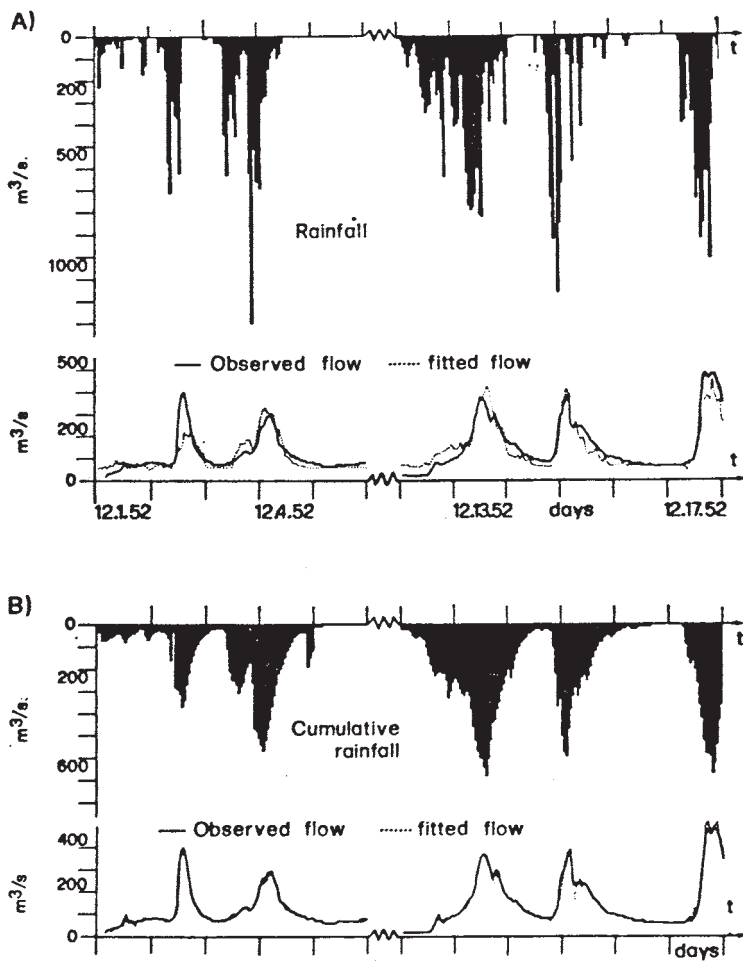


Fig. D.16 - Simulazione di un evento del Fiume Sieve con A) modello di regressione, B) modello trasferimento più disturbo (da MANNOCCHI et al., 1981, p.35)

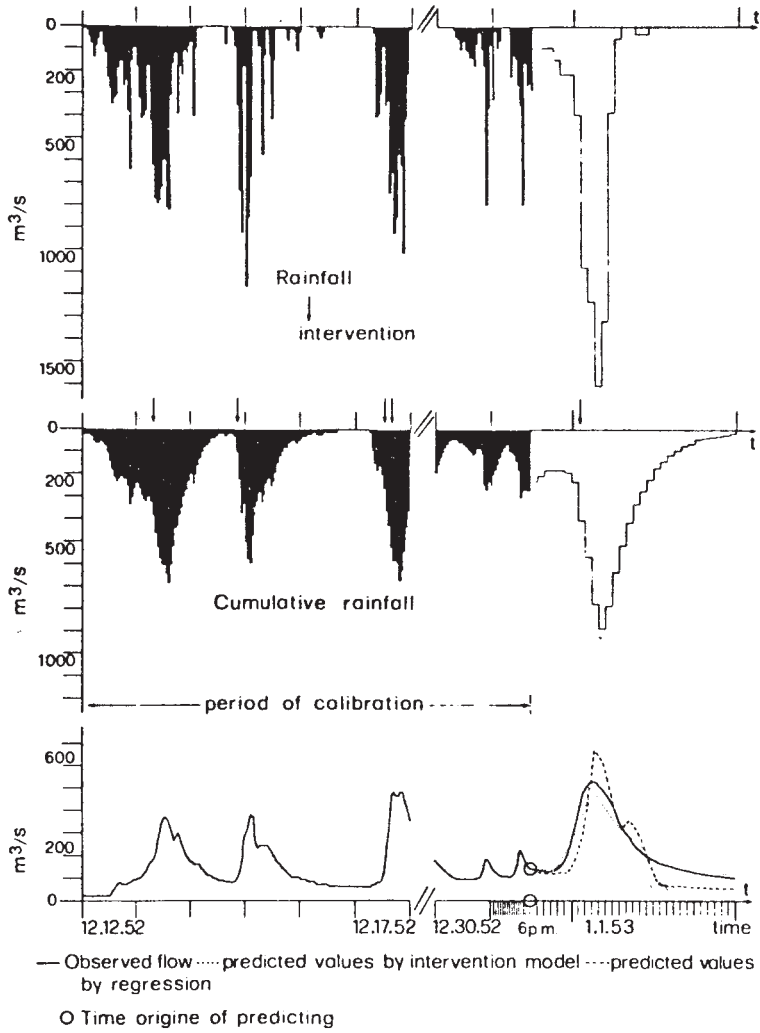


Fig. D.17 - Confronto tra le previsioni di un evento ottenute con modello "intervention" e con modello di regressione multipla. Fiume Sieve (da MANNOCCHI et al., 1981, p.36)

negli ultimi 30 anni, nel periodo fine estate - autunno, di modo che le condizioni iniziali fossero simili per ogni evento. Verificata la bontà della (D.20) per interpretare ogni singolo evento (errore al picco minore del 15%, valori alti di  $R^2 \approx .95$ ) si è passati all'individuazione del miglior modello di taratura per prevedere i deflussi causati da uno scroscio noto. Per questa fase si sono scelti due eventi, tra i 9 considerati, che hanno la distribuzione temporale degli afflussi simile a quella dell'evento da prevedere: pioggia concentrata in poche ore. Il picco è stato previsto con un errore dell'8% (picco osservato 2100 m<sup>3</sup>/s) e con un errore di sfasamento di zero ore, mentre sul ramo di risalita dell'idrogramma si è avuto un errore minore del 15%, calcolato come % del picco osservato (ANSELMO et al., 1981).

Si è operato successivamente (CARONI et al., 1981) un confronto fra 5 diversi modelli - ad un solo ingresso (mod. 1: afflussi  $p_t$ ; mod. 2: afflussi cumulati  $z_t$ ) ed a più ingressi (mod. 3: afflussi  $p_t$  ed afflussi cumulati  $z_t$ ; mod. 4: afflussi cumulati  $z_t$  e serie "intervention"  $\xi_t^{(T)}$ ; mod. 5: afflussi  $p_t$  e serie "intervention"  $\xi_t^{(T)}$ ) - tutti utilizzati per la simulazione di uno stesso evento (12-18/12/52, fiume Sieve).

Tale confronto è stato effettuato ponendo l'attenzione, oltre che sugli usuali tests statistici, sulla stazionarietà del processo dei residui, controllando l'andamento dei residui nel tempo (v. fig. D.18) e calcolando per ciascun picco e ciascun modello il massimo assoluto dei residui e la varianza per il ramo ascendente e la prima parte del ramo discendente, il residuo al picco e la varianza totale. Tutti i valori sono stati poi riferiti al mod. 1 (v. tab. D.4). L'andamento dei residui ed i

	1ST PEAK			2ND PEAK			3RD PEAK		
	R	D	P	R	D	P	R	D	P
2:1 RES.	.876	1.187	.778	.908	.628	.642	1.987	.956	2.386
VAR.	1.023	1.327	1.179	.781	.570	.636	4.156	.586	3.178
3:1 RES.	.871	1.064	2.556	.864	.901	.498	1.177	.943	1.405
VAR.	.902	1.025	.966	.921	.926	.925	1.431	1.623	1.483
4:1 RES.	1.124	1.003	1.389	.279	.803	.490	2.127	.933	1.171
VAR.	1.242	1.241	1.241	.175	.644	.496	3.266	1.002	2.646
5:1 RES.	.747	1.078	.006	.733	.842	.588	2.033	.596	1.646
VAR.	.869	1.272	1.076	.504	.780	.693	4.320	.374	3.239

Tab. D.4 - Confronto di errori di simulazione fra cinque diversi modelli. Fiume Sieve, 12-18/12/52. Massimo assoluto dei residui e varianza per il ramo ascendente e la prima parte del ramo discendente, residui al picco e varianze totali riferite al modello 1 (da CARONI et al., 1981)

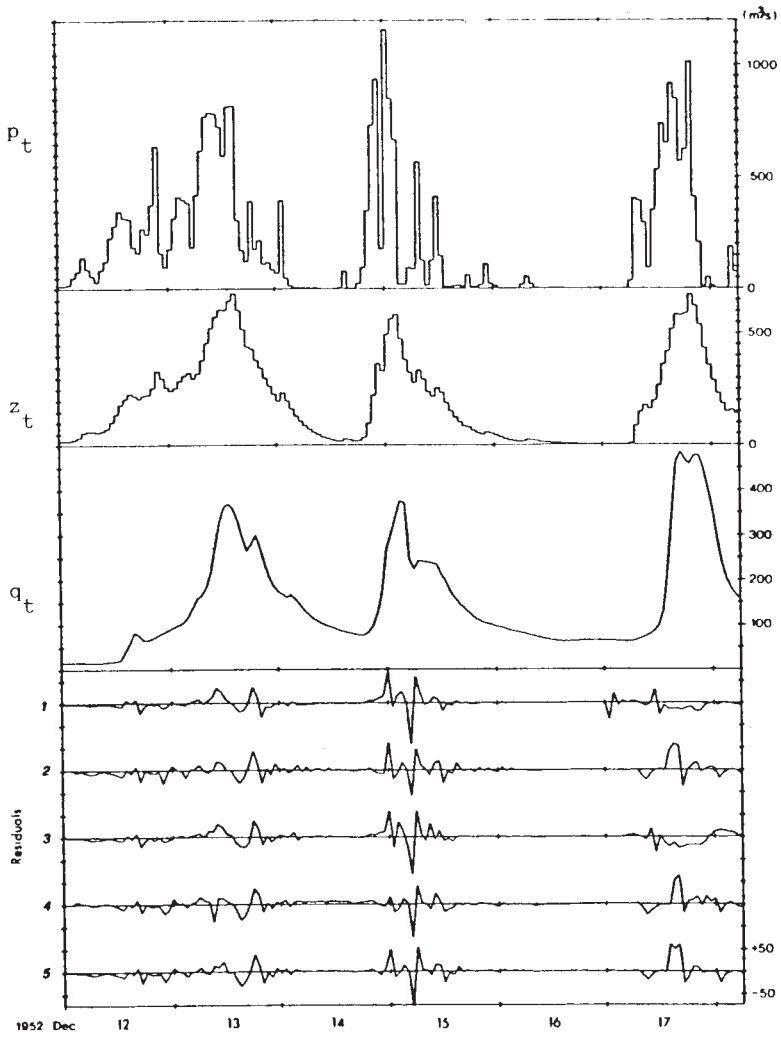


Fig. D.18 - Rappresentazione di serie osservate di afflussi, afflussi cumulati, portate e andamento dei residui per cinque differenti modelli. Fiume Sieve, 12-18/12/52 (da CARONI et al., 1981)

risultati di tab. D.4 indicano che non c'è una sostanziale differenza fra i diversi modelli; tuttavia l'uso della serie afflussi cumulati (più compatta rispetto alla serie afflussi) assicura migliori risultati durante la fase di stima dei parametri, mentre l'uso della serie "intervention" rende migliori le previsioni.

I valori dei vari tests di Box-Pierce e Ljung-Box sui residui sono sempre molto al di sotto della soglia critica ( $\chi^2 = 28.4$  con 20 gradi di libertà e intervalli di confidenza al 90%) e quindi l'ipotesi di casualità dei residui non può essere rifiutata. Tuttavia la serie dei residui non può essere considerata stazionaria, essendo la varianza apprezzabilmente differente per i periodi di picco e di coda (v. tab. D.5).

S.E.	MODEL				
	1	2	3	4	5
Total	14.65	14.97	14.39	13.88	14.99
At peaks	20.99	21.61	21.00	20.10	21.83
At tails	5.92	5.59	4.64	4.98	4.94

Tab. D.5 - Errori standard dei residui. Fiume Sieve, 12-18/12/52 (da CARONI et al., 1981)

Si sono pertanto suggeriti alcuni indirizzi di ricerca onde ridurre gli errori ai picchi: uso di un parametro che tenga conto delle precipitazioni antecedenti il picco; uso di una variabile (come per esempio la "perlog") capace di percepire l'ascesa dei deflussi (O'CONNELL, 1980); suddivisione del modello in due o più parti, flusso di base e di picco (HINO e HASEBE, 1980); concettualizzazione del modello (KLEMES, 1981).

Le metodologie messe a punto con il P.F. "Conservazione del Suolo", sub progetto "Dinamica Fluviale", saranno utilizzate nello studio concernente l'identificazione di un sistema operativo per il preannuncio in tempo reale delle piene relative al bacino dell'Alta Valle del Tevere (km<sup>2</sup> 4147). A questo scopo è stata realizzata una rete di misura e teletrasmissione di dati di livello idrometrico, di precipitazione e di altri parametri meteorologici. La configurazione attuale della rete si basa su 15 stazioni periferiche distribuite su tutto il bacino, 1 stazione ripetitrice localizzata sul Monte Subasio e la stazione centrale ubicata presso l'IRPI di Perugia. La gestione della rete è effettuata dalla stazione centrale utilizzando un programma di base che permette l'interrogazione delle periferiche ad intervalli temporali prestabiliti; i dati teletrasmessi sono presentati su video e memorizzati su cassette magnetiche.

Poiché la configurazione della rete deve essere ottimizzata per un'area campione (~1/4 dell'intero bacino) la rete è stata integrata mediante apparecchiature a registrazione al fine di analizzare quantitativamente gli effetti dell'orografia sulla distribuzione spaziale delle precipitazioni. In particolare saranno realizzati modelli numerici e



climatologici che, utilizzando misure di precipitazione in alcuni punti rappresentativi ed altri dati meteorologici facilmente acquisibili, permettono un affidabile calcolo degli afflussi. Contemporaneamente allo sviluppo della problematica riguardante il calcolo degli afflussi, sfruttando la densa rete di misura nell'area campione, saranno applicati i modelli del tipo trasferimento più disturbo ad una grossa parte del bacino del fiume Chiascio, che è l'affluente più importante del Tevere nella parte di bacino di interesse. I risultati ottenuti dalle ricerche sull'area campione saranno utilizzati per individuare altre zone di sperimentazione e quindi pervenire all'identificazione del sistema operativo di preannuncio delle piene.

#### D.5 - CONCLUSIONI

L'analisi della trasformazione afflussi-deflussi è il risultato di una interconnessione di diversi processi fisici. La loro complessità, dovuta alla grande variabilità delle caratteristiche dei bacini nel tempo e delle combinazioni di fenomeni meteorologici, rende impossibile riprodurli esattamente mediante modelli. E' pertanto alquanto arduo costruire strumenti che permettano di ottenere simulazioni e previsioni sempre attendibili.

Pur tuttavia, la larga diffusione dei modelli matematici, dovuta alla loro alta flessibilità ed alla facilità di analizzare con il calcolo elettronico grandi quantità di dati e di effettuare controlli su ogni elemento del modello stesso, ha permesso di pervenire a migliori interpretazioni dei dati sperimentali e, di conseguenza, ad una conoscenza più dettagliata del fenomeno idrologico e delle sue proprietà quantitative. Infatti, le ipotesi semplificative di processi teorici, quali la stazionarietà, la linearità, la concentrazione dei parametri, etc., possono essere in parte superate con accorgimenti che tengano conto del diverso comportamento di un bacino nel tempo, a seconda delle sue condizioni iniziali. Ci sembra tuttavia che mentre da un lato si è fortemente sviluppato l'approccio matematico, non ugualmente è accaduto per l'interpretazione fisica dei parametri dei modelli empirici e per l'attendibilità delle misure specialmente delle precipitazioni e del loro ragguaglio areale.

Molto spesso si imputa solo al comportamento non lineare di un bacino ed alla variabilità della sua risposta nel tempo la circostanza che uguali afflussi ragguagliati provochino portate diverse. Riteniamo che ciò sia causato soprattutto da estrapolazioni della realtà tali da consentire il passaggio da dati puntuali a dati areali di precipitazioni. Infatti la distribuzione spaziale delle piogge è, in generale, fortemente variabile anche in casi di precipitazioni estese su aree dove esse possono essere modulate da effetti locali connessi alle caratteristiche orografiche del bacino. Questa variabilità contribuisce fortemente alla non linearità della trasformazione afflussi-deflussi, per cui il miglioramento della modellistica e, quindi, una più corretta interpretazione fisica dei parametri del

modello, sono strettamente legati alla divisione del bacino in sottobacini ed all'utilizzo di dati di ingresso "distribuiti" in ciascuno di questi ultimi.

La determinazione di tali dati per il problema della previsione e del preannuncio delle piene impone misure di precipitazioni molto fitte. Ciò suggerisce su tali bacini l'utilizzo del radar meteorologico (CORRADINI et al., 1980) integrato da alcuni telepluviometri per scopi di taratura. In alternativa al radar, ma solo nel caso di precipitazioni estese, è auspicabile uno studio degli effetti dell'orografia sulle precipitazioni allo scopo di investigare la possibilità di utilizzare, per il calcolo dell'afflusso, misure telepluviometriche e meteorologiche in punti rappresentativi in congiunzione con semplici modelli climatologici o numerici. Lo studio degli effetti orografici è utile anche nel caso di utilizzo del radar, sia per migliorarne l'accuratezza delle misure, sia per ottimizzare la rete di telemisura necessaria su porzioni del bacino dove la misura radar è praticamente impossibile.

LISTA DEI SIMBOLI

ARIMA	Processo integrato autoregressivo a media mobile	$K_t, K'_t$	Matrici di aggiornamento dei parametri del filtro di Kalman
$a_t$	Serie temporale dei residui di un modello	MISP	Algoritmo "Mutually Interactive State Parameter"
b	Ritardo fra afflussi e deflussi	$N_t$	Componente stocastica di un modello
B	Operatore lineare ( $B^m x_t = x_{t-m}$ )	P	Matrice degli afflussi
CLS	Constrained Linear System	$pl_t$	Funzione "perlog", derivata del logaritmo di una funzione
H	Vettore delle ordinate di funzioni kernel	$p(t)$	Afflusso al tempo t
$h(s)$	Risposta impulsiva di un modello lineare	$p_t$	Afflusso al tempo t in forma discreta
$h_i(s_1 \dots s_i)$	i-esima funzione kernel lineare	$p'(t)$	Afflusso netto al tempo t
$h_{kj}(s_j)$	Prodotto di funzioni kernel lineari	$p'_t$	Afflusso netto al tempo t in forma discreta
IUH	Idrogramma Istantaneo Unitario	Q	Matrice delle portate

$q(t)$	Portata al tempo $t$	$x_t$	Osservazione generica al tempo $t$
$q_t$	Portata al tempo $t$ in forma discreta	$X_t$	Variabile di stato nel filtro di Kalman
$q'(t)$	Portata al tempo $t$ dovuta allo scorrimento superficiale	$Y_k(t)$	Termine generico della successione con cui si esprime la funzione $H$
$q'_t$	Portata al tempo $t$ dovuta allo scorrimento superficiale in forma discreta	$z_t$	Afflusso cumulato al tempo $t$
$S$	Valore di soglia del modello CLS	$Z_t$	Misura della variabile di stato nel filtro di Kalman
$t$	Variabile tempo	$\delta_n$	$n$ -esimo parametro autoregressivo della serie in uscita
$U$	Memoria finita del bacino	$\delta(B)$	Polinomio caratteristico autoregressivo della serie in uscita
$u_t$	Variabile di controllo del filtro di Kalman	$\delta(t)$	Funzione di Dirac
$V(B)$	Funzioni di trasferimento modelli multipli	$\Delta t$	Intervallo di tempo
$V_o$	Volume caratteristico del bacino	$\xi_t^{(T)}$	Serie "intervention"
$V_p$	Volume di pioggia affluito	$\sigma$	Scarto quadratico medio
$V_t, W_t$	Disturbi nel filtro di Kalman	$\Phi, \Gamma, H, \Lambda$	Matrici di aggiornamento dei parametri del filtro di Kalman
$W(B)$	Funzione di trasferimento processo $a_t$	$\omega_m$	$m$ -esimo parametro autoregressivo della serie in ingresso
$WN$	Rumore bianco	$\omega(B)$	Polinomio caratteristico autoregressivo della serie in ingresso
$W_n$	Umidità naturale del terreno		

BIBLIOGRAFIA

- AMOROCHO, J. (1973): "Nonlinear hydrologic analysis". *Advances in Hydro-science*, 9, 203-251.
- AMOROCHO, J. e BRANDSTETTER, A. (1971): "Determination of nonlinear functional response functions in rainfall-runoff processes". *Wat. Resour. Res.*, 7(5), 1087-1101.
- ANSELMO, V., MELONE, F., UBERTINI, L. (1981): "Application of multiple stochastic models to rainfall-flow relationship of the Toce river". *Int. Symp. on Rainfall-runoff Modeling*, Mississippi State University, U.S.A.
- ANSELMO, V. e UBERTINI, L. (1979): "Transfer function-noise model applied to flow forecasting". *Hydrol. Science Bull.*, 24, 353-359.
- ASTROM, K.J. (1974): "A self-tuning parameter estimator". Dept. of Computing and Control, Publ. No. 74/55, Imperial College of Science and Technology, London.
- BIDWELL, V.J. (1971): "Regression analysis of nonlinear catchment system". *Wat. Resour. Res.*, 7(5), 1118-1126.
- BOX, G.E.P. e JENKINS, G.M. (1970): "Time series analysis forecasting and control". Holden Day, S.Francisco.
- BOX, G.E.P. e TIAO, G.C. (1975): "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems". *Journ. Americ. Statist. Assoc.*, 70, 70-79.
- CARONI, E., MANNOCCHI, F., UBERTINI, L. (1981): "Rainfall-flow relationship in some Italian rivers by multiple stochastic models". *Proc. Int. Conf on Time Series Methods in Hydrosociences* (Burlington 6-8/10/81). In stampa.
- CIRIANI, I.A., MAIONE, U., WALLIS, J.R. (1977): "Mathematical models for surface water hydrology". Wiley, New York.
- CLARKE, R.T. (1973): "Mathematical models in hydrology". FAO, Rome.
- CORRADINI, C., GORI, E.G., LEONARDI, R.M., UBERTINI, L. (1980): "Analisi e previsione delle precipitazioni mediante radar meteorologico". P.F. 'Conservazione Suolo', Incontro di studio su 'Gestione dei serbatoi, Distribuzioni spazio-temporali, Correlazioni multiple' (Perugia 25-29 feb. 80), 171-182.
- DOOGE, J.C.I. (1957): "The rational method for estimating flood peaks". *Engineering* 184, 311-374, London.
- DOOGE, J.C.I. (1959): "A general theory of the unit hydrograph". *Journ. Geophys. Res.*, 64(2), 241-256.
- DOOGE, J.C.I. (1973): "Linear theory of hydrologic systems". US Dept. Agric. Res. Serv., Tech. Bull. No. 1468.

- FLEMING, G. (1975): "Computer simulation techniques in hydrology". Environmental Science Series, Elsevier, New York.
- HINO, M., SUKIGARA, T., KIKKAWA, T. (1971): "Nonlinear runoff kernel of hydrologic system". System approach to Hydrology, Wat. Resources Publ., Fort Collins, Colorado, 102-112.
- HINO, M. e HASEBE, M. (1980): "Further test of applicability of the inverse detection method and extension to hourly hydrologic data". Proc. 3rd Int. Symp. 'Stochastic Hydraulics' of IAHR (Tokyo), 129-140.
- I.B.M. (1977): "Modello matematico delle piene dell'Arno". Vol. I, IBM Italia, Centro Scientifico di Pisa.
- I.B.M., I.I.A.S.A., W.M.O. (1978): "Logistics and benefits of using mathematical models of hydrologic and water resource systems". International Symposium, Pisa 24-26/10/1978.
- ITO, Y., SHIRAIISHI, H., OONISHI, R. (1980): "A statistical approach to rainfall-runoff process by multiple regression analysis". Proc. 3rd Int. Symp. 'Stochastic Hydraulics' of IAHR (Tokyo), 141-152.
- KLEMES, V. (1981): "Stochastic models of rainfall-runoff relationship". Int. Symp. on Rainfall-Runoff Modeling, Mississippi State University, U.S.A.. In stampa.
- LIU, C.C.K. e BRUSTSAERT, W. (1978): "A nonlinear analysis of the relationship between rainfall and runoff for extreme flood". Wat. Resour. Res., 14(1), 75-83.
- MAIONE, U. (1977): "Le piene fluviali". La Goliardica Pavese, Pavia.
- MANNOCCHI, F., MELONE, F., UBERTINI, L. (1978): "Applicazione dei modelli stocastici per la previsione ed il preannuncio delle portate". P.F. 'Conservazione Suolo', Incontro di studio su 'Estremi idrologici e modelli di previsione' (Perugia 18-19/12/78), 249-260.
- MANNOCCHI, F., MELONE, F., UBERTINI, L. (1981): "Rainfall-flow processes by the multiple transfer-noise models". Proc. 19th IAHR Congress (New Delhi 1-7/2/81), Subject C(a), 4, 29-36.
- MELONE, F. e UBERTINI, L. (1978): "Elaborazione di afflussi e deflussi in tempo reale mediante modelli stocastico-deterministici". Convegno sull'aggiornamento delle metodologie di raccolta ed elaborazione dei dati idrometeorologici (Roma), 2° tema, 1-12.
- NASH, J.E. (1958): "Determining runoff from rainfall". Proc. Inst. Civil Engineers (London), 10, 163-184.
- NASH, J.E. (1959): "Systematic determination of unit hydrograph parameters". Journ. Geophys. Res., 64(1), 111-115.
- NATALE, L. (1972): "Identificazione dei modelli di bacini idrologici". Ingegneria ambientale, 3, 219-238.

- NATALE, L. e TODINI, E. (1976): "A stable estimator for linear models: 1. Theoretical development and Montecarlo experiments; 2. Real world hydrologic application". *Wat. Resour. Res.*, 12(4), 667-676.
- O'CONNELL, P.E. (1980): "Real time hydrological forecasting and control". *Proc. 1st Int. Workshop, Inst. Hydrology (Wallingford 4-29/7/77)*.
- PICCOLO, D. (1978): "Modelli lineari e 'intervention analysis' nei problemi idrologici". P.F. 'Conservazione Suolo', Incontro di studio su 'Estremi idrologici e modelli di previsione' (Perugia 18-19/12/78), 225-246.
- PICCOLO, D. e UBERTINI, L. (1979): "Flood forecasting by intervention transfer stochastic models". *Proc. 18th IAHR Congress (Cagliari 10-14/9/79)*, Subject D.d, 5, 319-326.
- SABATINI, P. e UBERTINI, L. (1978): "Ricostruzione e previsione dei deflussi in un piccolo bacino". 16° Conv. di Idraulica e Costruzioni Idrauliche (Torino 25-27/9/78), B27, 1-12.
- SABATINI, P. e UBERTINI, L. (1978): "Bacino campione Fosso degli impiccati: primi risultati sulla valutazione dell'umidità naturale del terreno per migliorare la stima di un modello di previsione di deflussi". 69° Conv. S.G.I. in *Mem. Soc. Geol. It.*, 19, 289-293.
- TODINI, E. e BOUILLLOT, D. (1976): "A rainfall-runoff Kalman filter model". In 'System simulation in water resources' edited by G.C. Vansteenkiste, North Holland (Amsterdam), 69-81.
- TODINI, E. (1976): "Un filtro di Kalman per il preannuncio delle piene". *Idrotecnica*, 2, 35-41.
- TODINI, E. e WALLIS, J.R. (1977): "Using CLS for daily or longer period rainfall-runoff modeling". In 'Mathematical models in surface water hydrology' edited by T.A. Ciriani, U. Maione and J.R. Wallis, J. Wiley & Sons (London), 149-168.
- TODINI, E. e WALLIS, J.R. (1978): "A real-time rainfall-runoff model for an on-line flood warning system". *Proc. AGU Conference on 'Application of Kalman filter to Hydrology, Hydraulics and Water Resources'*, edited by Chao-lin Chiu, Dept. Civil Engineering (Pittsburgh), 355-368.
- TODINI, E. (1979): "Mutually interactive state parameter (MISP) estimation in hydrological applications". In 'Modeling, Identification and Control in Environmental Systems' edited by G.C. Vansteenkiste, North Holland (Amsterdam), 699-713.
- UBERTINI, L. (1978): "Modelli Box-Jenkins per la stima e la previsione di serie idrologiche". P.F. 'Conservazione Suolo', Seminario su 'Metodologie statistiche per l'analisi delle serie idrologiche' (Perugia 5-7/6/78), 155-194.
- UBERTINI, L. (1979): "Modelli stocastici per la previsione dei deflussi:

influenza delle condizioni iniziali del bacino". 3° Conv. A.I.G.R. (Catania 16-19/5/1979), 4, 20-27.

UBERTINI, L. (1979): "La modellistica idrologica: problemi di qualità e costo". Seminario di studio su 'La pianificazione di bacino' (Genova 17-20/7/79), 41-61.

W.M.O. (1975): "Hydrological forecasting practices". WMO No. 425, Operational Hydrology Report No. 6.

W.M.O. (1975): "Intercomparison of conceptual models used in operational hydrological forecasting". WMO No. 429, Operational Hydrology Report No. 7.





MODELLI DETERMINISTICI DI BACINO

*DETERMINISTIC BASIN MODELS*

Sergio Fattorelli

Cattedra di Idrologia Forestale - Università di Padova

INDICE

*INDEX*

E.1 - Introduzione.....	pag. E.1
- <i>Introduction</i>	
E.2 - Tipologia dei modelli deterministici.....	" E.2
- <i>Types of deterministic models</i>	
E.3 - Criteri di scelta e modalità d'uso.....	" E.3
- <i>Principles of choice and use</i>	
E.4 - Principali modelli di bacino.....	" E.5
- <i>Main basin models</i>	

## MODELLI DETERMINISTICI DI BACINO

Sergio Fattorelli

Cattedra di Idrologia Forestale - Università di Padova

### E.1 - INTRODUZIONE

La necessità di amministrare e tutelare sotto il profilo quantitativo e qualitativo le risorse idriche disponibili in un territorio rende sempre più diffuso l'impiego dei modelli matematici di bacino.

Con questo tipo di modelli è infatti possibile riprodurre dettagliatamente i processi idrologici che avvengono all'interno di un bacino, valutare i loro rapporti di interazione e di interconnessione, quantificare la influenza di ciascuno di essi sul regime dei deflussi, ivi compresi quelli di piena.

La capacità di simulare in modo particolareggiato i processi del ciclo quantitativo e qualitativo dell'acqua che si verificano in un bacino, consente la risoluzione di una diversificata gamma di problemi, quali:

- la formulazione di bilanci idrologici tra risorse disponibili e fabbisogni sia attuali che a medio e lungo termine;
- la valutazione degli effetti di cambiamenti d'uso del suolo sull'idrologia di un bacino;
- l'analisi dei processi di accumulo e fusione della neve;
- l'individuazione delle condizioni ottimali di ubicazione e di gestione di serbatoi ad uso singolo e multiplo;
- lo studio della formazione e propagazione delle piene, con previsioni, anche in tempo reale;
- il dimensionamento idraulico di tutte le opere aventi un rapporto di dipendenza con le caratteristiche idrologiche di un bacino;
- l'analisi dei processi di erosione sui versanti e di erosione-trasporto-deposito nella rete idrografica;
- la quantificazione delle variazioni apportate sul regime dei deflussi liquidi e solidi da realizzazioni in alveo;
- la determinazione in via previsionale dei parametri fisici, chimici e biologici dell'acqua nei corpi idrici naturali o artificiali;
- la stima di modificazioni del clima indotte da fattori di origine naturale o antropica.

E' evidente che a fronte di questa enorme capacità di risoluzione sta una richiesta non indifferente di dati, di tipo idrometeorologico litologico, pedologico, vegetazionale, morfologico e topografico, che spesso può costituire un fattore limitante all'impiego dei modelli di bacino.

Spesso si adduce come ulteriore causa limitatrice anche la complessità strutturale di questi modelli; osservazione in verità poco esatta se ge

nericamente estesa a tutti i modelli di questo tipo, in quanto la maggior parte di essi risulta dal semplice assemblaggio delle equazioni che descrivono i vari processi idrologici (intercettazione, infiltrazione, scorrimento, ecc.).

Si deve alla estensione di memoria e alla velocità di calcolo dei moderni elaboratori la possibilità di superare i laboriosi effetti di dipendenza dal tempo e dallo spazio di queste equazioni, consentendo simulazioni delle varie grandezze idrologiche anche per intervalli di tempo molto ridotti.

Per quanto concerne invece il primo fattore limitante, si può osservare come la creazione di data base del tipo di quello avviato nell'ambito del Progetto Finalizzato CNR - Conservazione del suolo (BIAGI, MORANDI CECCHI, SALVETTI: 1978) la realizzazione di carte tematiche e d'uso del suolo, nonché l'utilizzazione di dati telerilevati da varie piattaforme di investigazione (satellite, aereo, terra) consentiranno anche in Italia di superare in tempi brevi le accennate difficoltà di acquisizione delle osservazioni.

Obiettivi del presente contributo sono quelli di fornire, una volta chiarito il quadro tipologico dei modelli deterministici, i criteri che devono guidare la scelta di un modello, le caratteristiche strutturali e funzionali dei principali modelli di bacino, le loro effettive possibilità di impiego ai bacini italiani anche sulla base delle esperienze maturate all'interno delle ricerche del Progetto Finalizzato Conservazione del suolo.

## E.2 - TIPOLOGIA DEI MODELLI DETERMINISTICI

E' indubbio che una delle cause di poca conoscenza, se non di confusione esistente in questo settore è da attribuire alle differenti denominazioni usate nelle numerose classificazioni proposte.

L'approccio deterministico si basa sul presupposto che tra le grandezze idrologiche intercorra un rapporto di causa ed effetto che deve quindi essere rappresentato per mezzo di relazioni matematiche basate su ipotesi fisicamente attendibili.

Il grado di dettaglio e di affinamento impiegato in queste relazioni porta ad effettuare una prima grande distinzione tra modelli più semplici e modelli più complessi.

I primi vengono classificati da molti autori (CLARKE: 1973; FLEMING: 1975; VANDEWIELE, VAN DER BEKEN, DE SMEDT: 1975) come modelli empirici, i secondi come modelli concettuali. A proposito di quest'ultimo termine, LINSLEY (1976) rileva che esso non è da riferirsi tanto alle singole funzioni in cui è strutturato un modello e che possono essere anche empiriche, quanto piuttosto al modello che, nel suo insieme, deve costituire 'una descrizione fisica del ciclo idrologico'.

Alcuni Autori (NATALE, TODINI: 1974) impiegano in accordo con la classificazione di O'DONNELL (CLARKE: 1973) i termini parametrici (o analitici) e sintetici per individuare rispettivamente la categoria dei modelli empirici e quella dei modelli concettuali.

La distinzione tra queste due categorie di modelli può essere effettuata anche in termini di 'black box' e 'grey box', riferendosi anche in questo caso 'al grado di rappresentatività fisica dato alle funzioni matematiche usate per descrivere i processi idrologici' (FLEMING: 1979). In una rappresen

tazione 'black box' uno stesso parametro può conglobare effetti provenienti da più processi venendo così a perdere gran parte del suo significato fisico, mentre in un modello 'gray box' è rivolta particolare attenzione all'assegnare rilevanza fisica ai parametri usati.

Quando i modelli sono basati su soluzioni numeriche di equazioni differenziali che descrivono i vari processi di evapotraspirazione, infiltrazione, deflusso e propagazione essi vengono contraddistinti con la locuzione 'physically based models' (BOND, CHERY, SIMPSON: 1979; NAEF: 1981).

Questo tipo di modello, benchè sia in grado di fornire la migliore descrizione matematica di buona parte dei processi idrologici, trova ancora notevoli difficoltà ad essere impiegato, in quanto è piuttosto difficile valutare i parametri necessari con il dettaglio spaziale e temporale richiesto.

I modelli concettuali possono essere utilmente suddivisi dal punto di vista applicativo in continui e discreti, a seconda che si consideri l'intera serie temporale, con o senza pioggia, oppure che si esaminino separatamente i singoli eventi; i primi vengono anche indicati come modelli di bacino (o a simulazione completa) i secondi come modelli di piena (o a simulazione parziale).

I modelli matematici possono venire ulteriormente caratterizzati in base a requisiti di linearità, invarianza nel tempo e nello spazio delle variabili e dei parametri.

La linearità è da intendersi nell'accezione sistemica e non statistica del termine, per cui risulta valido il principio di sovrapposibilità degli effetti. Ad esempio un'equazione del tipo:  $y = \alpha + \beta x + \gamma x^2$  è lineare nei riguardi della regressione statistica ma non è lineare nel significato della teoria dei sistemi; l'inverso di quanto detto vale per la:  $y = \alpha + x/\alpha$

Un sistema viene considerato invariante se la risposta ad un ingresso assegnato non dipende dal momento in cui si verifica (DOOGE: 1977); corrispondendo l'invarianza temporale dei processi deterministici con la stazionarietà dei processi stocastici.

Un modello infine è di tipo concentrato (lumped) quando non considera la distribuzione spaziale delle variabili e dei parametri caratterizzanti il sistema; per cui la variabilità spaziale di questi viene rappresentata da un valore medio.

I modelli di tipo distribuito cercano invece di descrivere la variabilità spaziale dei parametri e delle variabili da un punto all'altro dell'area considerata ricorrendo o ad una loro distribuzione probabilistica (probability - distributed model) o ad una loro individuazione geometrica (orientazione e distanza) suddividendo il bacino con una maglia (geometrically-distributed model).

### E.3 - CRITERI DI SCELTA E MODALITA' D'USO

Osserva giustamente DOOGE (1977) che 'un grave difetto della ricerca idrologica negli anni recenti è consistito nella proliferazione di modelli concettuali senza un corrispondente sforzo per individuare metodi di confronto oggettivo dei modelli e sviluppare criteri sulla migliore scelta del modello in una data situazione'.

E' pur vero tuttavia che la scelta del tipo di modello, al di là di

certe disquisizioni accademiche, deve rispondere a quesiti essenzialmente pratici. Essa è infatti condizionata dal tipo di bacino, dai dati esistenti e dalla disponibilità e potenza dei sistemi di calcolo disponibili.

Tuttavia ancora prima che a questi condizionamenti esterni la scelta del modello va riferita al tipo di problema idrologico da studiare (FLEMING, FATTORELLI: 1981).

E' evidente, ad esempio, che se risulta preminente nello studio la previsione degli eventi di piena, l'adozione di un modello di bacino sarà sicuramente sproporzionata rispetto alle esigenze del problema; al contrario se è richiesta un'esatta conoscenza del bilancio idrologico non sarà possibile non far riferimento ad un modello di questo tipo. Il grado di dettaglio e di accuratezza da acquisire in ciascun componente del bilancio idrologico per soddisfare le esigenze del problema, nonché l'ubicazione del bacino (in zona nevosa, arida, ecc.) costituiscono ulteriori elementi influenzanti la scelta del modello.

All'aumentare della precisione richiesta, deve aumentare di pari passo l'entità, il tipo e l'affidabilità dei dati per cui alcuni modelli, come i 'physically based models', possono trovare applicazione solo in bacini convenientemente attrezzati.

Le approssimazioni introdotte nella struttura matematica del modello e le limitazioni imposte dalla disponibilità ed accuratezza dei dati rendono necessario il controllo della corrispondenza del comportamento del modello al comportamento effettivo del sistema fisico. Questa operazione viene indicata come taratura del modello, nella quale i valori di alcuni parametri, di più difficile stima sperimentale, vengono affinati allo scopo di ottenere una buona aderenza tra i deflussi calcolati dal modello e quelli effettivamente misurati in una stazione del bacino.

In accordo con FLEMING (1979) si può affermare che la validità dell'intero studio dipenderà dal livello di precisione raggiunto nella fase di taratura, che rappresenta quindi un momento molto importante nell'applicazione di un modello. Si possono seguire in questa fase due diverse procedure: di tipo manuale la prima, automatizzata la seconda.

Attenendosi alla prima procedura (detta anche 'trial and error calibration'), si risale per prove successive alla valutazione dei parametri da determinare finché non viene raggiunta tra valori calcolati e valori misurati una approssimazione accettabile. Il confronto tra queste coppie di valori può essere effettuato o graficamente riportando in un unico diagramma gli andamenti (mensili, giornalieri, ecc.) dei deflussi calcolati e dei deflussi misurati, o ricorrendo a qualche criterio matematico di buon adattamento.

Nella taratura automatizzata è inserito nello stesso modello un programma di ottimizzazione che provvede all'aggiustamento dei parametri fino a raggiungere un prefissato livello di aderenza.

L'impiego di modelli di bacino 'grey box', con parametri cioè aventi significato fisico, si rivela in questa fase di particolare utilità sia perché risulta limitato il numero dei parametri da tarare sia perché il valore di questi ultimi va ricercato all'interno del loro intervallo di variabilità fisica.

Anche per queste considerazioni si ritiene che la taratura manuale of

fra in genere una migliore possibilità selettiva delle serie di valori da assegnare ai parametri (WMO: 1975).

Un altro aspetto importante dal punto di vista applicativo è la verifica dell'affidabilità del modello.

Tale analisi si effettua per un periodo di registrazione dei deflussi, non impiegato nella fase di taratura. Ad esempio, se per un bacino si hanno a disposizione quattro anni di registrazione dei deflussi, due anni si riservano alla taratura e due all'analisi di affidabilità.

I metodi statistici più comunemente impiegati per misurare la bontà di adattamento dei risultati del modello con i valori reali sono: il coefficiente di variazione, il rapporto del valore assoluto dell'errore rispetto alla media, il rapporto del valore relativo dell'errore rispetto alla media, il coefficiente di fase ('phasing coefficient') e il coefficiente di persistenza (WMO: 1975).

#### E.4 - I PRINCIPALI MODELLI DI BACINO

Tra i principali modelli di bacino vengono ricordati in questo paragrafo quei modelli per i quali si possono ritenere conseguiti i requisiti di vasta applicabilità, provata collaudabilità e facile adattabilità; all'interno di questi particolare rilievo è stato volto ai modelli impiegati nelle ricerche del P.F. 'Conservazione del suolo'.

Pur spettando la primogenitura di questi modelli al modello SSARR, Streamflow Synthesis and Reservoir (ROCKWOOD: 1958), il più noto ed applicato è senza dubbio lo Stanford Watershed Model (SWM) la cui prima versione messa a punto nel 1959 fu ufficialmente presentata l'anno successivo all'assemblea di Helsinki dell'Associazione Internazionale di Idrologia Scientifica (LINSLEY, CRAWFORD: 1960); attualmente la versione più impiegata è la quarta, pubblicata come rapporto tecnico dell'Università di Stanford (CRAWFORD, LINSLEY: 1966). Come riferisce LINSLEY (1976), questo modello è stato applicato con successo a più di 300 bacini sparsi in tutto il mondo, di superficie variabile tra 0.65 e 800.000 km<sup>2</sup>.

Riprova del favore incontrato sono le numerose versioni derivate dallo Stanford alcune delle quali hanno arrecato ulteriori affinamenti alla simulazione.

Il Kentucky Watershed Model (LIU: 1970) è, ad esempio, una versione che utilizza una particolare procedura di calcolo (OPSET) per la taratura automatizzata del modello.

Un'altra versione dello Stanford Watershed Model IV, predisposta dagli stessi Autori LINSLEY e CRAWFORD, è il modello HSP, Hydrocomp Simulation Program, in cui particolare cura è stata posta alla parte informatica di gestione dei dati (Hydrocomp, 1969).

Questo modello, applicato in Italia anche al bacino del Sarca di Campiglio (FATTORELLI: 1978), oggetto di ricerche condotte nell'ambito del P.F. 'Conservazione del suolo', risulta composto di tre moduli principali, denominati rispettivamente: Library, Land e Channel. Rimandando ad una precedente pubblicazione per una più dettagliata descrizione del modello (FATTORELLI: 1978), si può in sintesi ricordare che il primo dei

tre moduli ha la funzione di leggere e memorizzare su disco i dati idrometeorologici richiesti, predisponendoli in modo da essere agevolmente utilizzati nelle fasi successive.

I dati essenziali per l'applicazione del modello sono: le piogge orarie, le portate giornaliere per il periodo di taratura ed i valori almeno quindicinali dell'evapotraspirazione potenziale; nel caso sia necessario simulare anche i processi nivali sono pure richiesti i dati giornalieri di temperatura, radiazione e vento.

Nel modulo Land vengono simulati, secondo lo schema logico di Fig. 1, i processi di intercettazione, scorrimento da aree impermeabili, infiltrazione, deflusso superficiale e ipodermico, percolazione, deflusso sotterraneo, evapotraspirazione e, se necessario, mediante apposito sottomodulo, di fusione della neve. Per una migliore rappresentazione delle caratteristiche fisiche del bacino, è possibile considerare la sua superficie suddivisa in un certo numero di aree parziali, indicate nel modello con il termine di 'segmenti', sufficientemente omogenee per condizioni climatiche, morfologiche, pedologiche e vegetazionali.

Analogamente il suolo viene suddiviso in due zone, in cui la parte superiore è costituita da un sottile strato di terreno generalmente più poroso di quello appartenente agli strati della zona inferiore.

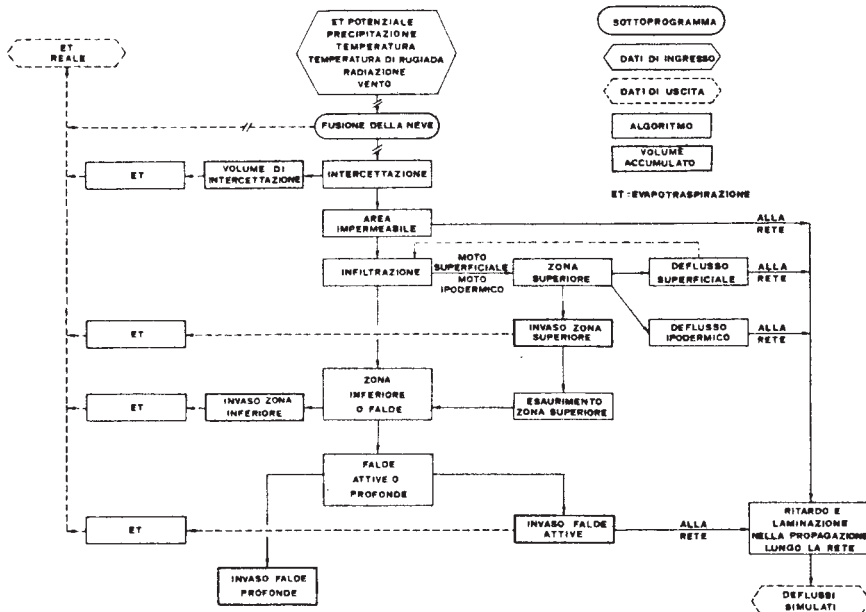


Fig. 1 - Diagramma di flusso della fase Land nei modelli Stanford.



Pur trattandosi di un modello a parametri concentrati la variazione, spaziale dei principali processi di versante viene in qualche misura presa in considerazione mediante un'espressione lineare del tipo  $f_t = k_t (A_p / 100)$ , dove  $f_t$  è la grandezza considerata (infiltrabilità, perdita per evapotraspirazione, ecc.) al tempo  $t$  a  $A_p$  è la percentuale di area del bacino in cui la grandezza ha valore uguale  $P$  o inferiore a  $f_t$ .

Il modulo Channel considera infine la propagazione dei deflussi lungo la rete mediante il metodo cinematico, o, come nella versione SWM IV, facendo ricorso al metodo MUSKINGUM.

I parametri del modulo Land che occorre determinare per adattare il modello al bacino considerato sono specificati in tab. I, con i valori ottenuti nell'applicazione del modello al bacino del Sarca di Campiglio. Buona parte dei 16 parametri esaminati vengono determinati mediante l'ausilio di dati e carte tematiche afferenti gli aspetti climatici idrogeologici, vegetazionali sulla base anche di tabelle già predisposte nel manuale d'uso del modello (FATTORELLI: 1978b).

Tab. I - Valore dei parametri impiegati nella simulazione della fase Land nel bacino del Sarca di Campiglio

Simbolo	Definizione	Valore
K1	coefficiente di ragguglio delle piogge	1.10
A	frazione di area impermeabile	0.05
EPXM	capacità di intercettazione	5.00
UZSN	capacità nominale della zona superiore	50.00
LZSN	capacità nominale della zona inferiore	200.00
K3	indice dell'evapotraspirazione reale	0.50
K24L	frazione di acque profonde sottratte al deflusso di base	0.00
K24EL	perdite dalle falde per evaporazione	0.00
INFILTRATION	indice di infiltrazione	1.50
INTERFLOW	indice del deflusso ipodermico	2.00
L	lunghezza media del percorso del deflusso superficiale	404.00
SS	pendenza media del percorso del deflusso superficiale	0.48
NN	scabrezza secondo Manning del percorso del deflusso superficiale	0.30
IRC	costante di esaurimento del deflusso ipodermico	0.50
KK24	costante di esaurimento del deflusso di base	0.99
KV	fattore di variazione del deflusso di base	0.00

A parte qualche situazione particolare, sono solo quattro i parametri (UZSN, LZSN, INFILTRATION e INTERFLOW) che è necessario stimare nella fase



di taratura; in ogni caso esistono anche per questi degli intervalli di variabilità entro i quali ricercare mediante prove successive la serie di valori, che consente di ottenere l'adattamento migliore tra deflussi calcolati e deflussi osservati. E' interessante notare come anche in questa fase rimane preminente l'interpretazione fisica dei fenomeni. Infatti i primi due parametri UZSN e LZSN influiscono principalmente sui volumi di deflusso, mentre i secondi due INTERFLOW e INFILTRATION hanno particolare influenza sulla forma degli idrogrammi di piena. Ad esempio, un valore elevato assegnato al parametro INFILTRATION comporterà una sottostima dei colmi di piena e provocherà eccessivi deflussi di base; analogamente con un valore elevato del parametro INTERFLOW i colmi di piena tenderanno ad essere troppo bassi mentre le curve di esaurimento saranno troppo prolungate.

Un'altra versione del modello Stanford che merita di essere ricordata in questa sede è quella predisposta dal National Weather Service, in cui vengono trattati con particolare dettaglio i processi nivali (ANDERSON : 1973).

Questo modello, noto anche come versione ANDERSON per i notevoli contributi arrecati alla simulazione idrologica della neve da questo Autore (ANDERSON: 1968, 1973), è stato applicato al bacino del Boite (Piave), sede di ricerche finanziate dal P.F. Conservazione del suolo. Un'ampia illustrazione di questo modello unitamente ai risultati ottenuti nel bacino citato è già stata pubblicata (FATTORELLI et al.: 1982).

La simulazione della fusione della neve in questa versione, illustrata nel flowchart di Fig. 2, è regolata da una serie di sottoprogrammi in grado di riprodurre, nelle diverse fasce altitudinali in cui è suddiviso il bacino, tutti i principali processi coinvolti nell'accumulo e nella fusione del manto nevoso, con diversità di dettaglio e precisione in relazione all'entità e tipo dei dati meteorologici disponibili. E' pure prevista la possibilità di riprodurre l'evolversi nel tempo della frazione di area del bacino ricoperta da neve (ANDERSON: 1968).

Pur limitando la suddivisione del bacino del Boite in due sole fasce altitudinali, i risultati ottenuti possono considerarsi soddisfacenti, come si evince dalla tab. II, dove sono confrontati i volumi mensili osservati con quelli calcolati (FATTORELLI et al.: 1982).

La necessità di considerare anche gli aspetti qualitativi del ciclo dell'acqua ha portato ad estendere alcune delle versioni citate alla simulazione di questi aspetti (NEGEV: 1967; Hydrocomp: 1977; WALKER, FLEMING : 1979). Pur non rientrando nei limiti del presente contributo la trattazione di questo tipo di modelli, si accenna allo Strathclyde Sediment Model (WALKER, FLEMING: 1979), la cui versione è stata applicata al bacino del Boite (Fig. 3).

Oltre alla numerosa serie di modelli Stanford, importanti applicazioni hanno avuto anche recentemente i modelli SSARR del U.S. Army Corps of Engineers (CUNDY, BROOKS: 1981) e Sacramento River Forecast Center Model del U.S. National Weather Service (BROWN et al.: 1981).

Un'ultima categoria di modelli di bacino sono quelli predisposti in maniera da risultare orientati verso particolari condizioni ambientali; e-

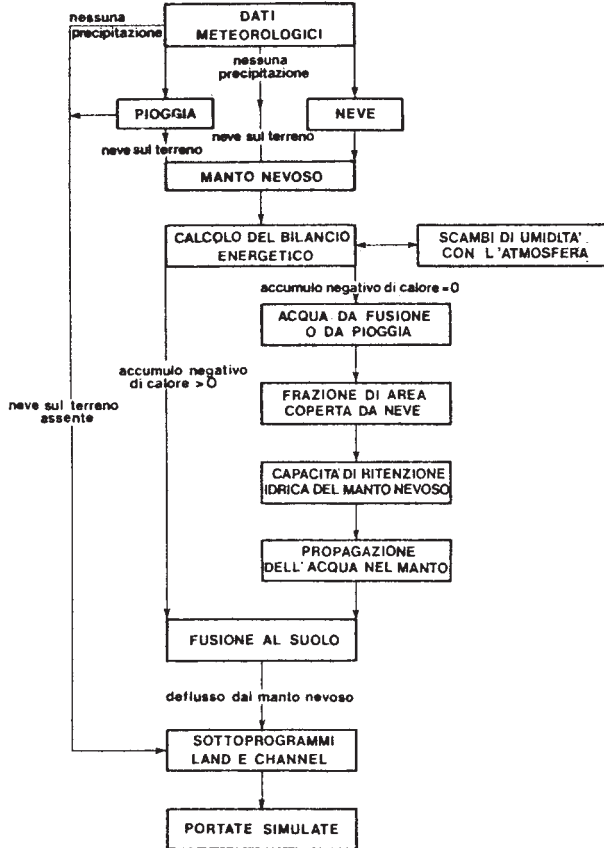


Fig. 2 - Diagramma di flusso del sottomodulo fusione della neve nel modello NWS (versione ANDERSON).

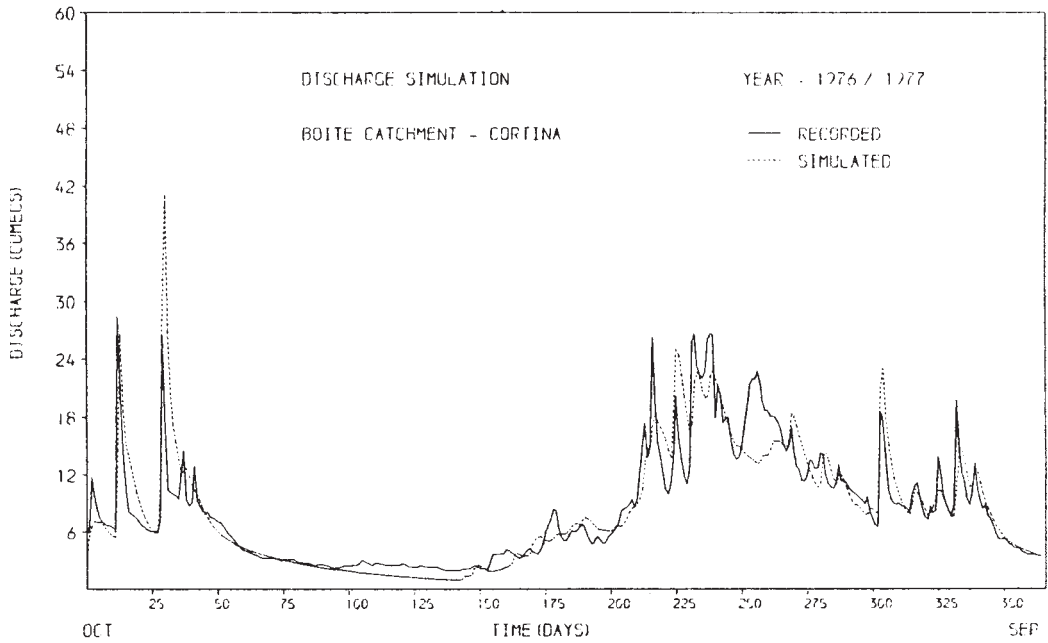


Fig. 3 - Andamento dei deflussi medi giornalieri misurati e simulati dal modello Strathclyde Sediment Model nel bacino del Boite.

Tab. II - Confronto tra valori di deflusso calcolati, mediante il modello NWS (versione ANDERSON), e deflussi osservati (in mm) nel bacino del Boite per l'anno idrologico 1976-1977.

Mese	Deflussi calcolati (mm)	Deflussi osservati (mm)
Ottobre	143	154
Novembre	132	126
Dicembre	47	50
Gennaio	29	42
Febbraio	19	32
Marzo	72	70
Aprile	115	104
Maggio	295	289
Giugno	249	268
Luglio	185	178
Agosto	182	165
Settembre	95	98
	1.563	1.576

sempi noti di questo tipo sono il modello USDAHL-74 (HOLTAN et al.: 1975) sviluppato essenzialmente per bacini agricoli, il LUMOD (LEAF, BRINK : 1975), il PROSPER (SWIFT et al.: 1975) ed il BROOK (FEDERER, LASH: 1978), predisposti per bacini forestali.

Di particolare interesse risulta quest'ultimo modello, recentemente applicato ad un piccolo bacino (Busna, Trentino) le cui ricerche pure afferiscono al P.F. Conservazione del suolo, per alcuni affinamenti introdotti, consistenti essenzialmente:

- nel simulare singolarmente i processi di intercettazione da pioggia, di intercettazione da neve, di traspirazione, di sublimazione e di evaporazione dal suolo;
- nel tener conto della densità e del tipo di copertura vegetale mediante l'indice LAI di area fogliare e l'indice SAI di area dei rami e dei fusti;
- nel considerare la formazione dei deflussi superficiali secondo la teoria di HEWLETT ('area variable source');
- nell'esaminare il moto dell'acqua nel suolo mediante la conducibilità idrica e non con parametri convenzionali.

La sua applicazione è però limitata a bacini di estensione ridotta e di caratteristiche omogenee non essendo possibile operare alcuna suddivisione in sottobacini o in fasce altitudinali.

Tab. III - Valori mensili delle componenti il bilancio idrologico del bacino del Busna per il periodo novembre 1977 - ottobre 1978.

	NOV	DEC	GEN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	TOTAJ
INTSHD,END	0,00	0,00	2,55	1,72	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SHDH,END	4,09	10,08	80,07	187,91	123,20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
EZONE,AV	68,60	82,71	84,23	84,70	86,18	89,25	82,17	74,50	77,85	72,89	55,97	81,44	81,44
EZONE,END	71,87	85,76	84,04	93,11	90,99	91,83	79,27	70,18	72,83	64,12	47,03	78,95	78,95
UZONE,AV	15,50	17,78	18,02	18,27	20,03	20,77	18,65	17,32	17,37	16,52	14,54	18,04	18,04
UZONE,END	14,64	17,83	17,99	22,15	21,54	21,95	17,21	17,31	15,62	15,15	14,13	16,54	16,54
GWZONE,END	205,28	214,43	192,49	205,16	248,77	347,74	393,35	351,21	321,15	274,23	222,98	241,79	241,79
MESFLO,RAW	13,65	14,79	10,90	10,04	24,37	21,14	30,48	22,49	25,95	18,18	12,07	12,51	216,55
SINFLO,RAW	10,78	14,40	11,13	11,56	17,49	26,54	27,90	19,50	20,27	15,89	11,58	17,18	204,29
PRECIP	22,40	91,20	107,00	189,40	54,08	100,80	187,00	108,80	133,40	88,20	26,60	137,20	1246,60
TRANSPIR.	5,71	1,84	1,83	1,55	13,50	27,15	42,78	55,94	64,97	55,96	34,07	16,94	322,21
SOIL EVAP.	,11	0,00	0,00	0,00	0,00	,22	,87	1,27	1,45	1,25	,73	,35	6,23
SNOWVAP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RAIN INT.	2,91	1,87	,59	2,10	4,08	18,39	21,86	17,69	22,98	19,84	8,28	9,00	130,26
INTVAP	2,61	0,39	8,30	13,13	5,89	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	36,31
TOT. EVAP.	11,34	10,10	10,72	16,78	24,06	45,75	65,48	74,90	89,40	77,05	43,05	26,37	495,01
PE	23,74	17,97	17,75	17,19	30,42	39,42	54,85	75,56	84,33	84,34	60,19	39,24	548,98
SNOWINT	2,61	0,39	10,85	12,30	4,17	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	36,31
SNOWFALL	8,99	22,01	87,35	126,30	25,43	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	270,09
SNOWMFIL.	4,49	18,11	17,26	18,33	89,43	122,11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	269,73
INFIL.	7,87	58,58	8,15	48,22	20,14	81,64	163,52	90,52	109,66	67,99	18,32	127,10	801,70
EDRAIN	,06	62,55	23,29	55,94	98,19	175,55	132,46	36,44	46,94	19,09	,01	79,01	724,51
INTERFLD.	,20	1,48	1,34	3,00	5,73	10,16	7,96	2,11	2,92	1,13	,08	8,84	42,40
UDRAIN	3,22	55,93	21,79	48,77	93,05	145,00	129,25	34,23	45,42	18,03	,94	72,14	688,54
GRD. SLEP.	37,40	30,49	34,11	28,16	18,56	51,50	65,24	59,56	50,18	50,97	40,73	41,60	543,50
GRD. FLOW	10,55	10,29	9,62	7,94	10,84	14,53	18,40	16,80	16,69	14,38	11,49	11,73	153,29
SURFLOW	,02	,55	,06	,48	,14	,76	1,02	,59	,76	,37	,03	1,01	6,44
SNOWFLOW	,01	,11	,11	,13	,71	1,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,14
AV. TEMP.	2,95	,05	-,77	-1,66	3,24	5,67	8,68	13,47	15,87	16,48	13,50	8,40	7,21

Il modello opera a scansione giornaliera e richiede quali dati di input la precipitazione, la temperatura media e i dati di portata della fase di taratura.

Una esemplificazione del dettaglio con cui il modello è in grado di calcolare le variabili del bilancio idrologico è riportato in tab. III, dove sono riassunti per il bacino del Busna i corrispondenti valori mensili relativamente al periodo novembre 1977 - ottobre 1978.

Da quanto esposto è possibile concludere che risulta disponibile una serie estremamente diversificata di modelli concettuali a simulazione completa, i quali possono essere applicati dall'idrologo, senza particolari difficoltà, alla risoluzione dei problemi connessi con il regime di un bacino idrografico, come del resto effettuato nelle ricerche finanziarie dal Progetto Finalizzato Conservazione del suolo.

Dato il grado di perfezionamento già raggiunto da questi modelli è auspicabile per il futuro prevedere, piuttosto che ulteriori affinamenti della loro struttura, la creazione sempre più numerosa di data base di tipo idrometeorologico.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- ANDERSON E.A. (1968): "Development and testing of snow pack energy balance equation". Water Resources Research IV (1), pp.21-37.
- ANDERSON E.A. (1973): "National Weather Service River Forecast System - Snow Accumulation and ablation model". NOAA Technical Memorandum NWS HYDRO-17, U.S. Department of Commerce Silver Spring.
- BIAGI B., MORANDI CECCHI M., SALVETTI O. (1978): "Manuale d'uso del data base per dati idrologici e climatologici". Istituto di Elaborazione della Informazione, Nota Interna B78-29, Pisa.
- BOND F.W., CHERY Jr.D.L., SIMPSON E.S. (1979): "A parametric model calibrated with a physically based model for runoff prediction from un-gaged streams". Water Resources Bulletin XV (6), pp.1640-1652.
- BROWN J.A.H., RIBENY F.M.J., WOLANSKI E.J., CODNER G.P. (1981): "A mathematical model of the hydrologic regime of the Upper Nile basin". Journal of Hydrology LI, pp.97-107.
- CLARKE R.T. (1973): "Mathematical models in hydrology". FAO Irrigation and Drainage paper n. 19, Rome.
- CRAWFORD N.H., LINSLEY R.K. (1966): "Digital Simulation in Hydrology-Stanford Watershed Model IV". Technical Report no. 39 Department of Civil Engineering. Stanford University, Stanford.
- CUNDY T.W., BROOKS K.N. (1981): "Calibrating and verifying the SSARR model-Missouri river watersheds study". Water Resources Bulletin XVII (5), pp. 775
- DOOGE J.C.I. (1977): "Problems and methods of rainfall-runoff modelling". In: Mathematical models for surface water hydrology. J. Wiley, London, pp. 71-108.
- FATTORELLI S. (1978): "Illustrazione teorico applicativa del modello di simulazione idrologica HSP". Atti del Seminario sulla Simulazione idrologica dei bacini imbriferi. Padova 14-18 febbraio 1977. Cattedra di Sistemazioni idraulico-forestali, Università di Padova, pp. 129-150.
- FATTORELLI S. (1978): "Effetti dell'urbanizzazione di Madonna di Campiglio sul regime idrologico del Sarca di Campiglio". In Economia Trentina XXIVIII (3), pp.113-122.
- FATTORELLI S., DELLA LUCIA D., DALLA FONTANA G., BARONCINI E. (1982): "Metodologie per lo studio dei deflussi nivali". Annali dell'Accademia Italiana di Scienze Forestali XXXI, pp.53-84.
- FEDERER C.A., LASH D. (1978): "Simulated streamflow response to possible differences in transpiration among species of hardwood trees". Water Resources Research, vol.XIV (6), pp.1089-1097.

- FLEMING G. (1975): "Computer simulation techniques in hydrology". Elsevier, New York.
- FLEMING G. (1979): "Deterministic models in hydrology". FAO Irrigation and Drainage paper n.32. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.
- FLEMING G., FATTORELLI S. (1981): "Data requirements for sediment, erosion and transport simulation". In: Erosion and sediment transport measurement. Proceedings of the Florence Symposium 22-26 June 1981. IAHS Publications no. 133, pp.321-327.
- HOLTAN H.N., STILTNER G.J., HENSON W.H., LOPEZ N.C. (1975): "USDAHL-74 Revised model of watershed hydrology". Technical Bulletin no. 1518. USDA Agricultural Research Service.
- Hydrocomp (1969): "Operations Manual". Palo Alto.
- Hydrocomp (1977): "Hydrocomp water quality operations manual". Palo Alto.
- LEAF C.F., BRINK G.E. (1975): "Land use simulation model of the subalpine coniferous forest zone". USDA Forest Service Research Paper RM-135, Rocky Mountain Forest and Range Experiment Station. Fort Collins, p.42.
- LINSLEY R.K., CRAWFORD N.H. (1960): "Computation of a synthetic streamflow record on a digital computer". Proceedings of the Helsinki Symposium. IAHS Publ. no.51, pp.526-538.
- LINSLEY R.K. (1976): "Representative and experimental basins. Where next?". 'Hydrological Sciences Bulletin' XXI (4), pp. 517-529.
- LIU E.Y. (1970): "Opset-Program for computerized procedure with measurable physical characteristics of the watershed". Research Paper 35 Water Resources Research Institute, University of Kentucky, Lexington.
- NAEF F. (1981): "Can we model the rainfall-runoff process today?". Hydrological Sciences Bulletin XXVI (3), pp.281-289.
- NATALE L., TODINI E. (1974): "Modelli di deflusso superficiale". In: Ingegneria sistemistica ambientale. CLUP Milano, pp.209-226.
- NEGEV M. (1967): "A sediment model on a digital computer". Technical Report no 76, Department of Civil Engineering Stanford University. Stanford.
- ROCKWOOD D.M. (1958): "Columbia basin streamflow routing by computer. ASCE, Waterways Harbors Division LXXXIV pp. 1874, 1-15.
- SWIFT L.W., SWANK W.T., HANKIN J.B., LUXMOORE R.J., GOLDSTEIN R.A. (1975): "Simulation of evapotranspiration and drainage from nature and clearcut deciduous forests and young pine plantation". Water Resources Research XI (5), pp.667-673.
- VANDEWIELE G.L., VAN DER BEKEN A., DE SMEDT F. (1975): "Mathematical models in hydrology. The VUB daily streamflow model optimization methods and results". Seminar on Non-linear regression as applied to a hydrological

problem. Vrije Universiteit Brussel, November 22 1974, Brussel.

WALKER R.A., FLEMING G. (1979): "The Strathclyde sediment model I. User guide". University of Strathclyde Department of Civil Engineering HHCD-79-10. Glasgow.

World Meteorological Organization (1975): "Intercomparison of conceptual models used in operational hydrological forecasting". Operational Hydrology Report no.7, WMO publ. no. 429.



## I N D I C E

	Pag.
PREMESSA	5
A - I METODI EMPIRICI PER LA VALUTAZIONE DELLE PORTATE DI PIENA	7
Introduzione	8
Metodi considerati	10
Considerazioni per un'analisi critica dei metodi esposti	35
Altri metodi	48
Riepilogo sulla applicazione dei metodi	54
Bibliografia	57
B - CRITERI E METODI PER L'ANALISI STATISTICA DELLE PIENE	63
Introduzione	64
Rassegna dei metodi per l'analisi statistica delle piene	68
Modelli probabilistici e stocastici per l'analisi delle piene	80
Analisi di una serie di dati: applicazioni	94
Analisi regionale: applicazioni	110
Conclusioni	119
Bibliografia	125
C - MODELLI CONCETTUALI DETERMINISTICI NELLA TRASFORMAZIONE	
AFFLUSSI-DEFLUSSI DEI FENOMENI DI PIENA	131
Introduzione	132
Modelli concettuali dell'idrogramma unitario	133
Effetti di non linearità e di varianza nei modelli concettuali	143
Osservazioni sullo schema dei parametri e sulla scelta del modello	152
Bibliografia	157
D - MODELLI STOCASTICI DI TRASFORMAZIONE AFFLUSSI-DEFLUSSI	159
Introduzione	160
Modelli lineari	163
Modelli non lineari	173
Ricerche nell'ambito del P.F. "Conservazione del Suolo", sub progetto "Dinamica Fluviale"	177
Conclusioni	189
Lista dei simboli	190
Bibliografia	192
E - MODELLI DETERMINISTICI DI BACINO	197
Introduzione	198
Tipologia dei modelli deterministici	199
Criteri di scelta e modalità d'uso	200
Principali modelli di bacino	202
Bibliografia	210

Ristampa a cura di Rubbettino print  
Finito di stampare nel mese di settembre 2021  
88049 Soveria Mannelli (Catanzaro)